

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ



جامعة اليرموك

كلية التربية

قسم علم النفس التربوي والإرشادي

أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لبارامتري

**The Effect of Number of Alternatives on the Estimation of
Persons and Items Parameters Using Parametric Model and
Nonparametric Model**

إعداد الطالبة

ريما فايز علي زواهره

إشراف الدكتور

نضال كمال الشريفين

حقل التخصص/ القياس والتقويم

الفصل الأول 2013 - 2014

أثر عدد البدائل في تقييم معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج

لابارامتري

إعداد الطالبة

ريما فايز علي زاهرة

بكالوريوس معلم. مجال رياضيات، جامعة اليرموك، 2004

ماجستير القياس والتقويم، الجامعة الأردنية، 2010

قدمت هذه الأطروحة استكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة دكتوراه الفلسفة في تخصص القياس والتقويم التربوي في جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

أعضاء لجنة المناقشة

الدكتور نضال كمال الشرفين رئيساً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، جامعة اليرموك

الأستاذ الدكتور أحمد سليمان عودة عضواً

أستاذ في القياس والتقويم، جامعة اليرموك

الأستاذ الدكتور أحمد يوسف القواسمة عضواً

أستاذ في القياس والتقويم، جامعة اليرموك

الدكتور زايد صالح بني عطا عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، جامعة اليرموك

الدكتور حسان غازي العمري عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، جامعة جدارا

تاريخ مناقشة الأطروحة: 2014 / 4 / 21

الإهداء

إلى من علمني النجاح والصبر . . إلى من أفتقده في مواجهة الصعاب

ولم تمهله الدنيا لأرتوي من حنانه.. أبي

وإلى من تتسابق الكلمات لتخرج معبرة عن مكنون ذاتها . . . وإلى من لمتني

وعانت الصعاب لأصل إلى ما أنا فيه وعندما تكسوني الهموم أسبح في بحر

حنانها ليخفف من آلامي . . أمي

إلى من كانا يضيئان لي الطريق ويسانداني ويتنازلا عن حقوقهما . .

لإرضائي والعيش في هناء . . . زوجي .. وابنتي جود

إلى إخوتي وأخواتي أهلي وأهل زوجي أقدم ثمرة عملي هذا.

شكر وتقدير

الحمد لله ذي المن والفضل والإحسان، حمداً يليق بجلاله وعظمته. وصلّ اللهم على خاتم الرسل، من لا نبي بعده، صلاةً تقضي لنا بها الحاجات، وترفعنا بها أعلى الدرجات، وتبلغنا بها أقصى الغايات من جميع الخيرات، في الحياة وبعد الممات. والله الشكر أولاً وأخيراً، على حسن توفيقه، وكريم عونه، وعلى ما منّ وفتح به عليّ من إنجاز لهذه الأطروحة، بعد أن يسّر العسير، ودلّل الصعب، وفرّج الهم، وعلى تفضّله عليّ بالوصول إلى هذه الدرجة.

كما أدبّينُ بعظيم الفضل والشكر والعرفان بعد الله سبحانه وتعالى في إنجاز هذا البحث وإخراجه بالصورة المرجوة؛ إلى المشرف على الرسالة أستاذي الفاضل الدكتور: نضال كمال الشريفين الذي منحني الكثير من وقته، وجهده، وتوجيهاته، وإرشاداته، وآرائه القيمة. ومدّ يد العون لي دون ضجر للمسير قدماً بالدراسة نحو الأفضل سائلة المولى القدير أن يجزيه عني خير الجزاء ويشيئه الأجر إن شاء الله.

كما أتقدم بالشكر الجزيل إلى أعضاء لجنة المناقشة الأفاضل: الأستاذ الدكتور أحمد عودة ، والأستاذ الدكتور أحمد قواسمه، والدكتور حسان العمري، والدكتور زايد بني عطا.

كما أتقدم بجزيل الشكر وعظيم الامتنان إلى أسرتي وأسرّة زوجي ولكل من ساهم في إنجاز هذا العمل لما قدموه لي من عون ومساندة طيلة فترة دراستي.

وأخيراً أسأل الله تعالى أن ينفعنا بما علمنا وأن يعلمنا ما ينفعنا والحمد لله رب العالمين.

الباحثة

المحتويات

العنوان	رقم الصفحة
الإهداء	ج
شكر وتقدير	د
فهرس المحتويات	هـ
فهرس الجداول	ز
فهرس الأشكال	ل
فهرس الملاحق	ن
الملخص باللغة العربية	ع
الفصل الأول: خلفية الدراسة وأهميتها	
مقدمة	1
أشكال الفقرات في الاختبار	3
نظرية الاستجابة للفقرة	4
افتراضات نظرية الاستجابة للفقرة البارامترية	8
افتراضات نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية	10
الخصائص السيكمومترية للفقرات وفق نظرية استجابة الفقرة البارامترية	11
الخصائص السيكمومترية للفقرات وفق نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية	13
معايير التكرير	15
أساليب تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية	16
أساليب تقدير معالم الفقرات باستخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية	16
أساليب تقدير معالم الأفراد باستخدام نماذج استجابة الفقرة اللابارامترية	19
أساليب تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نماذج استجابة الفقرة اللابارامترية	21
نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية	25
نماذج نظرية استجابة الفقرة للابارامترية	40
التطبيقات البارامترية واللابارامترية في نظرية استجابة الفقرة	44
مشكلة الدراسة وأسئلتها	46
أهمية الدراسة	48
التعريفات الاصطلاحية والإجرائية	49
محددات الدراسة	51

الفصل الثاني

الدراسات السابقة

- 52..... أولاً: الدراسات المتعلقة بالنماذج البارامترية.
- 56..... ثانياً: الدراسات المتعلقة بالنماذج اللابارامترية.
- 59..... ثالثاً: دراسات تتضمن المقارنة بين النموذج البارامترى والنموذج اللابارامترى.
- 65..... التعقيب على الدراسات السابقة.

الفصل الثالث

الطريقة والاجراءات

- 67..... توليد البيانات
- 71..... البرامج المستخدمة في الدراسة
- 73..... المعالجات الإحصائية

الفصل الرابع

عرض النتائج

- 137..... أولاً. النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الأول
- 141..... ثانياً. النتائج المتعلقة بالإجابة عن سؤال الدراسة الثاني
- 143..... ثالثاً. النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الثالث

الفصل الخامس

مناقشة النتائج

- 157..... أولاً. مناقشة النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الأول
- 160..... ثانياً. مناقشة النتائج المتعلقة بالإجابة عن سؤال الدراسة الثاني
- 163..... ثالثاً. مناقشة النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الثالث
- 165..... رابعاً. مناقشة النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الرابع
- 166..... الاستنتاجات
- 167..... التوصيات

المراجع

- 168..... المراجع العربية
- 170..... المراجع الأجنبية

فهرس الجداول

- جدول 1: الإحصاءات الوصفية الخاصة بمعلمة القدرة ومعالم الفقرة الحقيقية (التمييز، والصعوبة، والتخمين) وخصائص التوزيع وفقاً لمتغير الدراسة (عدد البدائل) 68
- جدول 2: الإحصاءات الوصفية لمعالم الفقرات الحقيقية وفقاً لمتغير عدد البدائل 68
- جدول 3: الإحصاءات الوصفية لمعلم القدرة الحقيقية لأفراد عينة الدراسة 69
- جدول 4: نتائج التحليل العاملي للبيانات المؤيدة وفقاً لمتغير الدراسة (عدد البدائل) 69
- جدول 5: مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة في نماذج استجابة الفقرة البارامترية 75
- جدول 6: إحصائيات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة 77
- جدول 7: مؤشرات التحقق من افتراض أحادية البعد لاختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين وفق النموذج رباعي المعلمة 78
- جدول 8: إحصائيات منحنى خصائص الاختبار لفقرات الاختيار من متعدد بدلين 80
- جدول 9: يبين إحصائيات دالة معلومات اختبار للبدلين 82
- جدول 10: يبين إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار لأربعة بدائل 82
- جدول 11: الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين وفق النموذج رباعي المعلمة 83
- جدول 12: مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة في نماذج استجابة الفقرة البارامترية 85
- جدول 13: إحصائيات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة 86

- جدول 14: مؤشرات التحقق من افتراض احادية البعد لاختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة وفق النموذج رباعي المعلمة 87
- جدول 15: إحصائيات منحني خصائص الاختبار 89
- جدول 16: إحصائيات دالة معلومات الاختبار لثلاثة بدائل 91
- جدول 17: إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار 91
- جدول 18: الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفق النموذج رباعي المعلمة 91
- جدول 19: مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة في نماذج استجابة الفقرة البارامترية 93
- جدول 20: إحصائيات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة 94
- جدول 21: مؤشرات التحقق من افتراض احادية البعد لاختبار اختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفق النموذج رباعي المعلمة 95
- جدول 22: إحصائيات منحني خصائص الاختبار 97
- جدول 23: إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار 97
- جدول 24: إحصائيات دالة معلومات الاختبار 98
- جدول 25: الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفق النموذج رباعي المعلمة 99
- جدول 26: الإحصائيات الوصفية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة 100
- جدول 27: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات الملاحظة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ 101
- جدول 28: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات المتوقعة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ 102

- جدول 29: عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين. Hij..... 104
- جدول 30: المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين Hi و Zi مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية..... 105
- جدول 31: توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار..... 106
- جدول 32: توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط استجابة الطلبة..... 107
- جدول 33: ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية وفقاً لقيمة Hi للفقرة وتجانس الاضطرابية..... 108
- جدول 34: تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفق KS..... 109
- جدول 35: الإحصائيات الوصفية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة..... 111
- جدول 36: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات الملاحظة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ..... 112
- جدول 37: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات المتوقعة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ لثلاث بدائل..... 113
- جدول 38: عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل Hij..... 115
- جدول 39: المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل Hi و Zi مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية..... 116
- جدول 40: توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار..... 117
- جدول 41: توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة..... 118
- جدول 42: ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية وفقاً لقيمة Hi للفقرة وتجانس الاضطرابية..... 120
- جدول 43: تقدير معلمة التمييز والصعوبة في فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل..... 122

- جدول 44: الإحصائيات الوصفية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة.124
- جدول 45: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات الملاحظة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ.125
- جدول 46: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات المتوقعة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ.126
- جدول 47: عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل. Hij.128
- جدول 48: المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل Hi و Zi مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية.129
- جدول 49: توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار.130
- جدول 50: توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط استجابة الطلبة.131
- جدول 51: ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية وفقاً لقيمة Hi للفقرة وتجانس الاضطرابية.134
- جدول 52: تقدير معالم الافراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل.136
- جدول 53: المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعالم الفقرات (الصعوبة، والتمييز، والتخمين، واللامبالاة) باختلاف النموذجين وفقاً لمتغير عدد البدائل.138
- جدول 54: نتائج تحليل التباين الأحادي لمعالم الفقرات وفقاً لمتغير (عدد البدائل).139
- جدول 55: نتائج اختبار Scheffe للمقارنات البعدية المتعددة لمعلمة التمييز والصعوبة.140
- جدول 56: نتائج الإحصائي V للكشف عن جوهرية الفروق بين معاملات التوافق (الارتباط) لمعالم الفقرات المقدره باستخدام النموذجين البارامترى واللابارامترى وفقاً لمتغير عدد البدائل.140
- جدول 57: المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة القدرة في النموذجين وفقاً لمتغير عدد البدائل.141
- جدول 58: نتائج تحليل التباين الأحادي لمعلمة القدرة في النموذجين البارامترى واللابارامترى وفقاً لمتغير عدد البدائل.141

جدول 59: نتائج اختبار Scheffe للمقارنات البعدية المتعددة لمعلمة القدرة في النموذج البارامتري وفقاً للمتغير

(عدد البدائل).....142

جدول 60: نتائج الإحصائي V للكشف عن جوهرية الفروق بين معاملات التوافق لمعلمة القدرة المقدر باستخدام

النموذجين البارامتري واللابارامتري وفقاً للمتغير عدد البدائل.....143

جدول 61: مستويات قدرة مختارة باختلاف عدد البدائل للكشف عن دالة معلومات الاختبار.....150

جدول 62: منحنى الخطأ المعياري لدالة معلومات الاختبار عند مستويات مختلفة من القدرة.....150

جدول 63: مستويات مختارة للقدرة على منحنى خصائص الاختبار ككل.....156

فهرس الأشكال

الصفحة	العنوان	الشكل
27	ملحنى خصائص ثلاث فقرات حسب نموذج راش مختلفة في مستوى صعوبتها	الشكل 1
28	منحنيات ثلاث فقرات مميزة بحيث تتساوى فيها الصعوبة ويختلف التمييز.	الشكل 2
29	ملحنى خصائص الفقرة للمعالم الثلاث	الشكل 3
31	احتمالية إجابة الفقرة بشكل صحيح وفق النموذج الرباعي اللابارامتري	الشكل 4
42	أشكال مختلفة لدالة الاستجابة على الفقرة وفق نموذج موكن الاطرادي	الشكل 5
70	رسم بياني يوضح نتائج توزيع الجذور الكامنة للبيانات المولدة وفقاً لمتغير الدراسة (عدد البدائل)	شكل 6
79	ملحنى خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين (أسئلة الصواب والخطأ) تبعاً للنموذج رباعي المعلمة	الشكل 7
82	دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين (أسئلة الصواب والخطأ) للنموذج الرباعي المعلمة	الشكل 8
89	ملحنى خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة تم تقديرها تبعاً للنموذج رباعي المعلمة	الشكل 9
90	دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل والخطأ المعياري في تقديرها تبعاً للنموذج الرباعي المعلمة	الشكل 10
96	ملحنى خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل تم تقديرها تبعاً للنموذج رباعي المعلمة	الشكل 11
98	دالة معلومات اختبار اختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل في تقديرها تبعاً للنموذج الرباعي المعلمة	الشكل 12
110	دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين (أسئلة الصواب والخطأ) وفق KS.	الشكل 13
123	دالة معلومات اختبار اختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفق KS.	شكل 14
137	دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفق KS.	شكل 15
144	رسم بياني لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (أسئلة الصواب والخطأ) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	شكل 16
145	رسم بياني لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (أسئلة الصواب والخطأ) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 17
146	رسم بياني لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	شكل 18
147	رسم بياني لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عند عندما يكون	الشكل 19

	عدد البدائل ثلاثة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	
148	رس بياني لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	شكل 20
149	رسم بياني لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عند كل مستوى من مستويات المتغير عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 21
151	رسوم بيانية لدوال منحنى خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (أسئلة الصواب والخطأ) للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 22
152	رسم بياني لدوال منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (إثنين) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 23
153	رسوم بيانية لدوال منحنى خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل) للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 24
154	رسم بياني لدوال منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 25
155	رسوم بيانية لدوال منحنى خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (أربعة بدائل) للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 26
156	رسم بياني لدوال منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (أربعة بدائل) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.	الشكل 27

فهرس الملاحق

الصفحة	العنوان	الملاحق
179	منحنى خصائص الفقرة لكل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (أسئلة الصواب والخطأ) وفق النموذج الرباعي.	1.
180	منحنيات دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (أسئلة الصواب والخطأ).	2.
181	منحنى خصائص الفقرة لكل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (ثلاثة بدائل) وفق النموذج الرباعي.	3.
182	منحنيات دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (ثلاثة بدائل).	4.
183	منحنى خصائص الفقرة لكل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (أربعة بدائل) وفق النموذج الرباعي.	5.
184	منحنيات دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (أربعة بدائل).	6.
185	مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج فقرات اختبار اختيار من متعدد أسئلة الصواب والخطأ وفقاً لأسلوب جتمان.	7.
188	رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد أسئلة الصواب والخطأ).	8.
189	مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد (أسئلة الصواب والخطأ) وفقاً لأسلوب جتمان.	9.
191	مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد أسئلة الصواب والخطأ) H _{ij} .	10.
193	قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z _{ij} اختبار (اختيار من متعدد أسئلة الصواب والخطأ).	11.
196	توزع علامات الطلبة على الاختبار (اختيار من متعدد أسئلة الصواب والخطأ).	12.
197	الإحصائيات الوصفية للفقرات للتحقق من افتراض تجانس اضطرابية السمة لأسئلة الصواب والخطأ.	13.
204	تجانس اضطرابية السمة لكافة فقرات الاختبار أسئلة الصواب والخطأ.	14.
205	مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج فقرات اختبار اختيار من متعدد	15.

- بثلاثة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان.
- 207 16. رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد بثلاثة بدائل).
- 208 17. مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد (ثلاثة بدائل) وفقاً لأسلوب جتمان.
- 210 18. مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد ثلاثة بدائل) H_{ij} .
- 212 19. قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} اختبار (اختيار من متعدد بثلاثة بدائل).
- 214 20. توزيع علامات الطلبة على الاختبار لثلاث بدائل.
- 215 21. الإحصائيات الوصفية للفقرات للتحقق من افتراض تجانس اضطرابية السمة لثلاث بدائل.
- 224 22. تجانس اضطرابية السمة لكافة فقرات الاختبار.
- 225 23. مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج فقرات اختبار اختيار من متعدد بأربعة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان.
- 226 24. رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد بأربعة بدائل).
- 227 25. مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد (أربعة بدائل) وفقاً لأسلوب جتمان.
- 229 26. مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد أربعة بدائل) H_{ij} .
- 231 27. معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} اختبار (اختيار من متعدد بأربعة بدائل).
- 232 28. توزيع علامات الطلبة على الاختبار.
- 238 29. الإحصائيات الوصفية للفقرات للتحقق من افتراض تجانس اضطرابية السمة.
- 241 30. تجانس اضطرابية السمة لكافة فقرات الاختبار.

الملخص

زواهره، ريمافايز علي رشيد. أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري. أطروحة دكتوراه، جامعة اليرموك، 2014. (المشرف: د. نضال كمال الشريفيين).

هدفت هذه الدراسة إلى الكشف عن أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري. لتحقيق غرض الدراسة تم استخدام المنهج الوصفي في هذه الدراسة عن طريق توليد بيانات ذات استجابة ثنائية (0، 1) لعينات تحاكي عينات المجتمع الأصلي بطريقة المونتي كارلو (Monte Carlo) من خلال فقرات تختلف من حيث عدد البدائل تتراوح بين بديلين إلى أربعة بدائل، وذلك باستخدام برنامج (WinGen v.3). حيث بلغ عدد الأفراد (4500) فرد بواقع (1500) للبديلين و(1500) لثلاث بدائل، و(1500) لأربعة بدائل، وعدد فقرات الاختبار (45) فقرة.

لقد كشفت نتائج الدراسة عن وجود فرق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة الصعوبة والتمييز في النموذج الرباعي البارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل. وبعد إجراء المقارنات البعدية أظهرت النتائج وجود فرق في التمييز بين متوسطي البديلين والأربعة بدائل يعود لصالح الأربعة بدائل مقارنة بالبديلين. ويوجد فرق دال إحصائي بين البديلين والثلاث بدائل لصالح ثلاث بدائل، وبين البديلين والأربعة بدائل لصالح الأربعة بدائل. وعدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق بين تقديرات معلمة التمييز للفقرات بالنموذجين البارامتري واللابارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل. وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha=0.05$) بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة في النموذج الرباعي

البارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل؛ لصالح معلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذج الرباعي البارامتري عندما يكون عدد البدائل أربعة مقارنة بمعلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذج الرباعي البارامتري عندما يكون عدد البدائل اثنين. وعدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة وفقاً للنموذج الثلاثي اللابارامتري تعزى للمتغير (عدد البدائل). ووجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق بين تقديرات معلمة القدرة للأفراد بالنموذجين البارامتري واللابارامتري تعزى للمتغير عدد البدائل؛ لصالح معاملات التوافق (الارتباط) في معلمة القدرة المقدرة بالنموذجين عندما يكون عدد البدائل اثنين مقارنة بنظيرتها عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل. كما أظهرت النتائج عدم وجود توافق بين دالة معلومات الاختبار (ككل) ودالة معلومات الفقرة لكل فقرات النموذج البارامتري من جهة وبين دالة معلومات الاختبار (ككل) ودالة معلومات الفقرة لكل فقرات النموذج اللابارامتري من جهة أخرى على اختلاف مستويات المتغير عدد البدائل (بدلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل)؛ لصالح دالة معلومات الاختبار (ككل) ودالة معلومات الفقرة للنموذج الثلاثي اللامعلمي حيث كانت أعلى من دالة معلومات الفقرة للنموذج الرباعي المعلمي على مستوى الاختبار (ككل) والفقرات على اختلاف مستويات المتغير عدد البدائل (بدلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل)، ووجود توافق بين منحني خصائص الاختبار (ككل) ومنحني خصائص الفقرة لكل فقرات النموذج البارامتري من جهة وبين منحني خصائص الاختبار (ككل) ومنحني خصائص الفقرة لكل فقرات النموذج اللابارامتري على اختلاف مستويات المتغير عدد البدائل (بدلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل).

الكلمات المفتاحية: عدد البدائل، معالم الأفراد، معالم الفقرات، النموذج الرباعي البارامتري، ونموذج موكن اللابارامتري.

الفصل الأول

خلفية الدراسة وأهميتها

مقدمة:

تلعب الاختبارات بأشكالها المختلفة دوراً فاعلاً ومهماً في تقييم أداء الطلاب، ومستوى تعلمهم، فهي تعمل على إعطاء قياسات مناسبة للكثير من المخرجات التعليمية للطلاب، ويعتمد صدق النتائج التي يتم الوصول إليها على الدقة والعناية والجهد الذي يبذل بهدف بناء هذه الاختبارات وتخطيطها، فهذه الاختبارات تسهم بشكل فعال في معرفة مدى تحقق الأهداف التعليمية المراد قياسها، وفي عملية المقارنة بين الطلبة، والقيام بتشخيص جوانب القوة والضعف لديهم.

ومما هو متعارف عليه أن الاختبارات التي يتم تطبيقها تمتاز بوجود العديد من الأشكال لها، مما يتطلب من المفحوص أن يعطي إجابة بلغته الخاصة، كاختبارات المقال والإجابة القصيرة، ومنها ما يتطلب أن يختار الطالب الإجابة الصحيحة من بين مجموعة من البدائل كاختبارات المطابقة، واختبار الصواب و الخطأ، والاختيار من متعدد، إضافة إلى اختبارات التكميل ذات الإجابة القصيرة والمحددة بالاختبارات الموضوعية بسبب موضوعية التصحيح، أو الاتفاق الثام في الأحكام بين المفحوصين (عودة، 2010؛ العيسوي، 2003).

وهذه الفقرات بأشكالها وعدد بدائلها المختلف، يتوقف استخدامها على الهدف والغاية المنشودة من عملية التقييم، حيث أن الأسئلة المقالية، في أكثر الأحيان تستخدم لقياس القدرات التنظيمية للطلاب، وقدرته على التعبير اللفظي وإبداء الرأي. أما الأسئلة الموضوعية تستخدم لقياس مدى إمتلاك الطالب لمهارات التذكر والفهم والتطبيق، وتقيس نتائج تعلم جميع المستويات العقلية

للطالب، وتغطي مجالاً واسعاً من السلوكيات، ويتحكم في اختيار الشكل المناسب لل فقرات مجموعة من العوامل أهمها: طبيعة المادة العلمية التي تدرس، وعدد الطلبة، والمقومات المدرسية، والظروف التي يطبق بها الاختبار، ومهارة المعلم في كتابة الأسئلة (عودة، 1993).

ويرى (Brown,1976) أن اختيار شكل الفقرة يؤثر في الخصائص السيكمترية للاختبار؛ حيث أن اختلاف شكل الفقرة قد يعمل على أن تصبح الفقرة سهلة جداً، أو صعبة جداً، أو متوسطة الصعوبة حسب ما تتطلبه الفقرة من قدرة للإجابة عليها بشكل صحيح، مما يؤدي إلى حصول الطالب على علامات لا تعكس قدرته الحقيقية، مما يؤدي بالنهاية في التأثير على صدق وثبات الاختبار، وخاصة أن الاختبارات من نوع الإجابة المصاغة أقل ثباتاً من الاختبارات المنتقاه، والسبب في ذلك هو الأخطاء الناتجة عن التصحيح، والعينة المختارة من الفقرات لا تكون ممثلة لمحتوى المادة المطلوب.

وأما عن فقرات الاختبار من متعدد تعد من أفضل الفقرات الموضوعية وأكثرها انتشاراً، فهي تقيس نواتج تعلم في المستويات العقلية العليا من المجال المعرفي، كما أنها تمتاز بكفاءتها، وتعدد استخداماتها؛ حيث يمكن من خلالها قياس أهداف بسيطة وأهداف مركبة في مختلف المواضيع الدراسية، كما أنها تمتاز بسهولة تصحيحها، ويمكن من خلالها تغطية المحتوى الدراسي (عودة، 1993).

وأكد (Gronlund,1982) إلى أن أبسط صيغ فقرات الاختبار من متعدد عندما يكون عدد بدائل الفقرة إثنتين فقط، ويتكون هذا الاختبار من عبارة تصريحية أحدها صحيح والآخر خطأ. ويرى (Nunnally,1972) أن هذا النوع من الاختبارات يسهم في الكشف عن الحقائق والتجارب ومعاني المصطلحات، وتستخدم أيضاً في قياس الفهم والاستنتاج والتطبيق؛ وعند كتابة مثل هذا

النوع من الاختبارات لا بد من التأكد أن السؤال في صيغته النهائية لا يحتمل فهمه الصواب والخطأ معاً. ومن الصيغ الأخرى لفقرات اختبار الاختيار من متعدد أن يكون لكل فقرة ثلاثة بدائل أو أربعة بدائل، أو خمسة بدائل، فزيادة عدد بدائل الفقرة يقلل من احتمالية تحديد الإجابة الصحيحة بالتخمين، فنسبة التخمين للفقرة صاحبة البديلين (50%)، والفقرات ذات الثلاثة بدائل (33%)، وذات الأربعة بدائل (25%)، وذات الخمسة بدائل (20%). وعلى الرغم من هذه الميزة لزيادة عدد البدائل لفقرات اختبار الاختيار من متعدد إلا أنها تزيد من الوقت الذي يحتاجه المفحوص للإجابة، وبالتالي كلما قل عدد البدائل؛ كلما قل الوقت الذي يحتاجه المفحوص في قراءة متن السؤال، وعليه يمكن زيادة عدد الفقرات مما يؤدي بالنهاية إلى زيادة التمثيل العيني للمحتوى.

أشكال الفقرات في الاختبارات:

يشير عودة (2010) إلى الأنواع المختلفة من الفقرات التي يمكن أن يستخدمها المعلم في اختباراتهِ وهي تصنف إلى فئتين رئيسيتين هما: (الفقرات ذات الإجابة المنتقاة، والإجابة المصوغة)، وقد يتفرع منها أنواع فرعية مثل (الصواب والخطأ، الاختيار من متعدد، التكميل، الإنشائية المحددة)، وهنا سيقصر الحديث عن التقسيم للفقرات حسب عدد البدائل، والتركيز على فئة الفقرات ذات الإجابة المنتقاة بنوعين فرعيين هما (الصواب والخطأ والاختيار من متعدد).

ولقد جرت العادة أن يكون الاختبار بأنواعه وأشكاله المختلفة هو الأداة التي تتم بها عملية القياس لمختلف الخصائص النفسية والتحصيلية للطالب، وبناءً عليه يتم تحديد القدرة التي يمكن أن يمتلكها الفرد في المجال الذي تم قياسه، وفي هذا السياق وعند العمل على تطوير الاختبار بشكل عملي لا بد من معرفة الخصائص السيكومترية لهذا الاختبار عند تطبيقه على العينة المستهدفة من الدراسة؛ بمعنى أنه يمكن وصف الفقرات بمعالمها والأفراد بمعالمهم مما يتيح التنبؤ باحتمالية استجابة أي

مفحوص عن أي فقرة حتى لو لم يتعرض لمثل هذه الفقرات من قبل، وهذا الأمر يتسع ليشمل وضع تنبؤات حول الكيفية التي يسلكها الأفراد في حياتهم اليومية (Crocker & Algina, 1986).

وكما هو معلوم فإن عملية دراسة الاختبار وتقييم فقراته من زوايا مختلفة يحتاج إلى استخدام نظريات مختلفة ومن أبرزها وأكثرها شيوعاً النظرية الكلاسيكية (Classical Test Theory) ونظرية الاستجابة للفقرة (Item Response Theory) (حامد، 2008). وسيقتصر الحديث عن:

نظرية الاستجابة للفقرة

لقد بين هامبلتون وسوامنثان (Hambleton & Swaminathan, 1985) أن نظرية الاستجابة للفقرة تساعد على التنبؤ بأداء المفحوص على الاختبار بدلالة واحدة أو أكثر من الخصائص السيكومترية، وذلك من خلال العلاقة بين الأداء الملاحظ للمفحوص على الفقرة والسمات أو القدرات التي تكمن وراء تلك الاستجابة، حيث أشير إلى هذه العلاقة من خلال منحنى خصائص الفقرة (Item Characteristics Curve) (ICC) والذي يأخذ أحد النماذج الأربعة: النموذج أحادي المعلم ويعرف بدلالة معلم صعوبة الفقرة، والنموذج ثنائي المعلم ويعرف بدلالة معلم الصعوبة ومعلم التمييز للنموذج ثلاثي المعلم ويعرف بدلالة معلم الصعوبة، ومعلم التمييز، ومعلم التخمين للفقرة، والنموذج رباعي المعلم ويعرف بدلالة معلم الصعوبة، ومعلم التمييز، ومعلم التخمين، ومعلم الحد التقاربي الأعلى.

أما ميرزا وروين وسيريسي (Meara, Robin & Sireci, 2000) فقد ذكروا أن نظرية الاستجابة للفقرة تتطوي على العديد من الافتراضات الأساسية ومنها افتراض أحادية البعد (Unidimensional) بحيث تتضمن استجابات المفحوصين على فقرات الاختبار سمة كامنة واحدة، كما بين أكرمان (Ackerman) (المشار إليه في حجازين ، 2007) أن هناك العديد من الاختبارات

التي تقيس أكثر من سمة واحدة في الوقت نفسه، وبالتالي يتم انتهاك افتراض أحادية البعد، نتيجةً لاختلاف المفحوصين في مستوى قدراتهم في إحدى السمات. وأن احتمالية استجابة المفحوص لفقرة معينة هي دالة لموقع المفحوص على متصل السمة، وكذلك تفترض هذه النماذج الاستقلال الموضوعي (Local Independence) للفقرة عند قيمة θ معينة بين الاستجابات لأي زوج من الفقرات.

وتمتاز نظرية الاستجابة للفقرة بوجود مجموعة من النماذج تدرج تحتها، وهذه النماذج تختلف من حيث الاستخدام من نموذج لآخر؛ حيث تسهم هذه النماذج في تفسير علامات الاختبار، وهذا يحتاج إلى وجود توافق بين النماذج المستخدمة وبيانات الاختبار المستخدم، بمعنى أن أهمية اختيار أحد نماذج للاستجابة للفقرة تبرز في قدرتها على تفسير البيانات، وفي الدرجة التي تتطابق فيها البيانات مع افتراضات النموذج، والذي يخدم التطبيق العملي الذي يهتم فيه (Hambleton & Swaminathan, 1985).

تنقسم هذه النماذج إلى نوعين رئيسيين: الأول يعرف بنماذج استجابة الفقرة البارامترية، حيث يكون شكل دالة استجابة الفقرة محدداً، بينما يعرف النوع الثاني بنماذج استجابة الفقرة اللابارامترية والتي لا تحدد شكل دالة استجابة الفقرة؛ إلا أنها جميعها تقوم على فكرة وجود تدرج (Latent scale) لسمة شخصية، وأن احتمال الإجابة الصحيحة على الفقرة تتغير بطريقة بسيطة عبر ذلك التدرج الكامن، حيث تزداد هذه الاحتمالية بالانتقال تدريجياً من المفحوصين ذوي القدرة المنخفضة إلى أولئك الذين يمتلكون قدرة عالية (Sijtsma & Molenaar, 2002).

يرجع أصل نموذج استجابة الفقرة اللابارامترية إلى تحليلات جوتمان، وهي تتميز بإمكانية استخدامها للبيانات الرتبية والفئوية بالمقارنة مع نظيرتها البارامترية والتي تستلزم وقوع البيانات على مقياس فئوي (Sijtsma & Hemker, 2000).

تشير ديهاموس (Dyehouse, 2009) إلى أن الطرق اللابارامترية طورت ليتم الاستفادة من سهولة افتراضاتها ضمن نظرية استجابة الفقرة، مما يتيح الفرصة لتحليل البيانات الواقعة على مقياس رتبي دون اعتبار لانتهاك الافتراضات.

ولعبت نماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية دوراً هاماً في تطوير نظرية الاستجابة للفقرة، وتعد دالة استجابة الفقرة ركيزة أساسية للمحبيين البارامترية واللابارامترية، إذ تعرف هذه الدالة على أنها العلاقة بين احتمالية استجابة المفحوص على الفقرة، والسمة الكامنة أو القدرة لذلك المفحوص (0)، وتفترض النماذج البارامترية قيوداً لشكل هذه الدالة حيث يجب أن تكون متزايدة مع ازدياد مستوى القدرة، إلا أن نظيرتها اللابارامترية لا تفترض شكلاً معيناً لهذه الدالة، فالشرط الوحيد أن لا تكون متناقصة مع ازدياد مستوى القدرة وما عدا ذلك فجميع الأشكال مقبولة. (Sijtsma, 1998)

وقد قدم كل من جنكر وسيجسما (Junker & Sijtsma, 2001) ثلاثة أسباب تبين الفائدة من استخدام نماذج الاستجابة للفقرة اللابارامترية مقارنة بنماذج الاستجابة للفقرة البارامترية؛ حيث تقدم النماذج اللابارامترية فهماً أعمقاً لما تقوم به نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية، وتقدم النماذج اللابارامترية إطاراً أكثر مرونة في حال ضعف مطابقة البيانات في النماذج البارامترية، بالإضافة إلى أنها تقدم طرقاً وإجراءات سهلة للبيانات وتسمح باستخدام عينات أقل من الفقرات

والأفراد عن تلك المستخدمة في النماذج البارامترية، والبرامج الحاسوبية المستخدمة أسرع من تلك المستخدمة في النماذج اللابارامترية.

ويضيف دوجلاس وكوهين (Douglas & Cohen, 2001) إلى أنه إذا كان الهدف ترتيب المفحوصين أو الفقرات أو كليهما على متصل (θ)، فإن استخدام النماذج اللابارامترية يعطي أفضل النتائج. كما أن التقديرات المتحققة لقدرات الأشخاص أو سماتهم ومعالم فقرات الاختبار يمكن أن تتأثر بنوع النموذج الذي يتم اختياره. وإذا كان الاختبار بجميع فقراته يقيس بعداً واحداً فإن تقدير معالم الفقرة (الصعوبة b ، التمييز a ، التخمين c ، الحد التقاربي الأعلى d) وهو يرتبط بالقدرة التي يتم تقديرها في هذه الحالة في جميع فقرات ذلك الاختبار. أما إذا كانت الفقرات تقيس عدة أبعاد فهناك تقدير للقدرة يمثل تجمع من الفقرات في البعد الواحد، وعندها يتوقع أن يختلف تقدير معالم الفقرة (صعوبة الفقرة وتمييزها) باختلاف البعد الذي تقع فيه تلك الفقرة، أي أن تعدد الأبعاد التي يقيسها الاختبار قد ينتج عنه عدة تقديرات للقدرة بعدد تلك الأبعاد.

ولقد بين سيجسما (Sijtsma, 1998) أن نظرية الاستجابة للفقرة تقوم على أساس أن البنى السيكولوجية كامنة لدى الفرد، ولا يمكن أن تقاس بشكل مباشرة، وهذه البنى يمكن معرفتها من خلال مجموعة من الاستجابات لمفحوص على عدد من الفقرات، إذ توضح نظرية الاستجابة للفقرة هذه البنى بافتراض وجود مستوى قدرة محدد (θ) وهو المسؤول عن تحديد مواقع كل من الأفراد والفقرات على متصل القدرة.

وتعمل نماذج الاستجابة للفقرة البارامترية واللابارامترية على تحديد العلاقة بين الأداء الملاحظ للمفحوص على الاختبار وبين السمات أو القدرات الكامنة التي لا يمكن ملاحظتها بشكل مباشر، ولكن يفترض أنها تقف خلف أداء المفحوص على الاختبار، ويتم التعبير عن العلاقة بين

الأداء الملاحظ والسمة الكامنة بنموذج رياضي، لذا تعد نظرية الاستجابة للفقرة نموذجاً رياضياً يستند على مجموعة من الافتراضات تعبر عن هذه العلاقة.

افتراضات نظرية الاستجابة للفقرة البارامترية:

تتطوي نظرية الاستجابة للفقرة البارامترية على العديد من الافتراضات وهي (Hambleton & Swaminathan, 1985) و (علام، 1986):

1. افتراض أحادية البعد (Unidimensionality): يشير افتراض أحادية البعد إلى وجود سمة أو قدرة واحدة تفسر أداء المفحوص على الاختبار، وعندها يشار إلى الاختبار بأنه أحادي البعد، ومن ناحية عملية فإن هذا الافتراض يصعب تحقيقه لوجود عوامل أخرى تؤثر دائماً في أداء المفحوصين على الاختبار ذات طبيعة معرفية وشخصية وذات صلة بمهارات الإجابة عن الاختبار. ويتطلب تحقق افتراض أحادية البعد وجود عامل سائد (Dominant Factor) يؤثر في الأداء على الاختبار.

2. افتراض الاستقلال الموضعي (Local Independence): يكافئ افتراض الاستقلال الموضعي افتراض أحادية البعد ويقصد به أن استجابات المفحوص لل فقرات المختلفة في الاختبار مستقلة إحصائياً، وحتى يتحقق هذا الافتراض عملياً فإن أداء المفحوص على فقرة يجب أن لا يؤثر على أدائه على أي فقرة أخرى في الاختبار سواء للأفضل أو للأسوأ، بمعنى أن المحتوى العلمي لفقرة يجب أن لا يشير إلى الإجابة الصحيحة لفقرة أخرى في نفس الاختبار. ويكافئ افتراض الاستقلال الموضعي افتراض أحادية البعد عندما تكون قدرة المفحوص (θ) أحادية البعد.

3. منحني خصائص الفقرة (ICC) (Item Characteristic Curve): هو عبارة عن دالة

رياضية تربط بين احتمال الإجابة على فقرة إجابة صحيحة وبين قدرة المفحوص التي نقيسها

مجموعة من الفقرات أو اختبار معين يتم بناؤه لقياس غاية معينة. ويعبر منحني خصائص

الفقرة عن الصيغة الرياضية لاحتمالية الإجابة عن الفقرة إجابة صحيحة، ويرمز لهذا

الاحتمال بـ $P_i(\theta)$ حيث يعكس المنحني مستوى الأداء على مهام معينة.

4. التحرر من السرعة (Speedness): فعامل السرعة لا يلعب دوراً في إجابة المفحوصين

على فقرات الاختبار، فالفشل في إجابة أو عدم إجابة الفقرة لا يعود لقصر زمن الاختبار إنما

لمستوى قدرة المفحوص، ويتم التقدير فيما إذا كان عامل السرعة قد لعب دوراً في الإجابة،

عن طريق معرفة عدد الأفراد الذين لم يتمكنوا من الانتهاء من الإجابة عن جميع فقرات

الاختبار الذي تقدموا له.

وكما يوجد افتراضات لنظرية استجابة الفقرة البارامترية والتي تم تناولها سابقاً فهناك أيضاً

افتراضات لنظرية استجابة الفقرة اللابارامترية والتي قد يتشابه بعضها مع افتراضات نظرية

استجابة الفقرة البارامترية.

افتراضات نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية:

تقوم النماذج اللابارامترية على مجموعة من الافتراضات، والتي تعد أقل تشدداً من تلك التي

تقوم عليها النماذج البارامترية وهي كالآتي:

1- أحادية البعد (Uni - dimentional): وتعني أن الاستجابات على الفقرات تتبع متغيراً

كامناً أحادي البعد. كما تعني أن الاستجابات على مجموعة فقرات يمكن تفسيرها من خلال

سمة واحدة كامنة مشتركة.

2. الاستقلال الموضوعي (Local Independence): احتمالية الإجابة على أية فقرة غير

مرتبطة باستجابة أخرى في الاختبار.

3. الاطرادية (Monotonicity): أي أنه بزيادة قيمة القدرة (θ) تزداد احتمالية الإجابة

الصحيحة على الفقرة أو تبقى ثابتة ضمن مستويات القدرة المختلفة، كما أن الاطرادية غير

المتناقضة لدوال استجابة الفقرة تعني أن العلاقة بين احتمالية الإجابة الصحيحة $P_i(\theta)$

والسمة الكامنة التي يقيسها المقياس هي متزايدة وغير متناقضة (Stochl, 2006).

4. الاطرادية المضاعفة (Double Monotonicity): هو الافتراض الأصعب وغير

الضروري لتحقيق افتراضات النموذج، والمتضمن امتلاك دوال استجابة غير متقاطعة

لفقرات الاختبار التي تشكل التدرج، وهي تسمح باستخدام مؤشر إحصائي لترتيب الفقرات،

يمكن أن يكون معممًا لـ (n) من الفقرات، وهذا الترتيب يسمى غالبًا اللاتغير لترتيب الفقرة

(Molenaar & Sijtsma, 2000).

إن الاختلاف بين افتراض أحادية البعد في نماذج نظرية استجابة الفقرة مع الاطرادية الدوال

استجابة الفقرة (IRFs) (Item Response Functions) تقع في قيود إضافية على البيانات، حيث

إن النماذج البارامترية تعتمد على ثلاثة افتراضات أساسية مشتركة، فهي تتميز بقدرتها على قياس

الأفراد والفقرات على مقياس مترى، بالإضافة إلى أنها تسمح بتقدير دقة القياس من خلال دالة

المعلومات، حيث إن نموذج استجابة الفقرة البارامترى أحادي المعلم يرى أن دوال استجابة الفقرة

(IRFs) لديها نفس الشكل اللوجستي المتوقع على مقياس السمة لكن الفقرات تختلف فقط في مستوى

الصعوبة، أما نموذج استجابة الفقرة البارامترى ثنائي المعلم يسمح باختلاف دوال استجابة الفقرة

(IRFs) اللوجستية بناء على مستوى الصعوبة والتمييز، أما نموذج استجابة الفقرة البارامترى ثلاثي

المعلم فيسمح باختلاف دوال استجابة الفقرة (IRFs) اللوجستية بناء على مستوى الصعوبة والتمييز والحد التقاربي الأدنى (التخمين) ، ويعتبر أكثر مرونة بمعنى أنه يضع قيوداً أقل على البيانات من النموذج أحادي وثنائي المعلم اللذين يعتبران حالة خاصة منه (Sijtsma & verweij,1992)، ومن خلال ما سبق يمكن القول أن أي نموذج رياضي ينطلق من وجود معالم للفقرات، وهذه المعالم تعرف بالخصائص السيكمترية للفقرات وهي (الصعوبة- التمييز، التخمين، الحد التقاربي الأعلى(اللامبالاة))، بالإضافة إلى أنه يتم التعبير عن منحني خصائص الفقرة من خلال هذه المعالم والتي تعرف بالخصائص السيكمترية للفقرة.

الخصائص السيكمترية للفقرات وفق نظرية الاستجابة للفقرة البارامترية:

هناك العديد من الخصائص السيكمترية للفقرات ومن هذه الخصائص ما أورده (Hambleton & Swaminathan,1985):

- معلم صعوبة الفقرة (b) (Item Difficulty): يعبر عن النقطة على متصل القدرة التي تكون عندها احتمالية استجابة المفحوص الصحيحة عن تلك الفقرة مساوية (0.5). وعندما تكون نقطة تقاطع منحني خصائص الفقرة مع المحور الصادي تساوي صفر تقريباً، (أي أن معلم التخمين يساوي صفراً) فإن قدرة الفرد تساوي (0.5)، أما إذا كانت قيمة المقطع الصادي لمنحنى أكبر من صفر فإن صعوبة الفقرة هي القدرة الممثلة على محور السينات التي تقابل احتمالية الإجابة الصحيحة في منتصف المسافة بين تقاطع المنحنى مع المحور الصادي والقيمة واحد. ونصف قيمة الصعوبة كيفية عمل الفقرة على متصل القدرة، حيث تتراوح قيم الصعوبة النموذجية بين $\{-2.5\}$ - $\{2.5\}$.

- معلم تمييز الفقرة (a) (Item Discrimination): ترتبط قيم معلم التمييز بميل منحنى خصائص الفقرة، وتتراوح قيمه كما هو الحال في الميل من (0) إلى (∞) ، حيث تقع قيم التمييز المقبولة ضمن الفترة $\{(0) - (2)\}$. علمًا بأن معلم التمييز يعبر عن مدى قدرة الفقرة على التمييز بين المفحوصين ذوي القدرات التي تقع دون موقع الفقرة على متصل القدرة وأولئك ذوي القدرات التي تقع فوق موقع هذه الفقرة. وكلما ازداد ميل المنحنى تزداد قيمة معلم التمييز، وبصورة عامة يمكننا القول أنه كلما كان الميل شديد الانحدار يكون معلم التمييز عاليًا، ويعرف معلم التمييز للفقرة نظريًا على المقياس بمدى من $(-\infty$ إلى $+\infty)$ ، وهذا يعني وجود فقرات ذات تمييز سالب وفقرات ذات تمييز موجب، والفقرات ذات التمييز السالب تستبعد من اختبارات القدرة.

- معلم تخمين الفقرة (c) (Item Guessing): ويشير معلم التخمين إلى خط التقارب الأدنى عندما يقترب من الصفر، وهو يعبر عن احتمالية الاستجابة الصحيحة للفقرة لمفحوص ذي قدرة متدنية. ولقد بين بيكر (Baker, 2001) أن معامل التخمين يتراوح بين $(0-1)$ نظريًا، وقيمة معامل التخمين عمليًا تتراوح ما بين $(0-0.35)$ ، لكنه في الواقع العملي يتخذ قيم أقل من (0.30) .

- الحد التقاربي الأعلى (upper asymptot Carlessnessness) (d): إن المفحوصين من ذوي القدرة المرتفعة لا يستجيبون عن فقرات الاختبار السهلة إجابة صحيحة، وهو يفترض قيمة أقل من (1) ، ويمثل المقطع الصادي لمنحنى خصائص الفقرة (ICC) الحد التقاربي الأعلى، وتعتبر قيم هذا المعلم عن احتمالية الاستجابة الصحيحة للفقرة المخصصة لمفحوص ذي قدرة عالية، وتعتبر الفقرة جيدة عندما يقترب الخط التقاربي الأعلى من الواحد الصحيح.

الخصائص السيكمومترية للفقرات وفق نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية:

معامل التدرج (Coefficients Of Scalability):

يعد نموذج جوتمان أصل معاملات التدرج، فقد تم تبني معامل لوفنجر (Loevinger's H) من قبل موكن لتعريف عائلة جديدة من المعاملات التي تشير إلى التجانس الاطرادي وتحققه في المقياس، والذي يأخذ بعين الاعتبار كل من أزواج الفقرات داخل مجموعة الاختبار، وكل فقرة مفردة تبعاً لباقي فقرات المجموعة، بالإضافة لتدرج المجموعة الكاملة للفقرات (Linden, 1997) ، (Hambelton, 2003) ، (Emons, Glas, Meijer & Sijtsma, 2003).

وقد بين سنجرز (Snijders, 2001) أن معاملات التدرج بصورتها الأساسية تعتمد على معاملات التدرج المختلفة من خلال الاعتماد على معامل لوفنجر (Loevingers) والذي يرمز له بالرمز (H) لكل زوج من الفقرات داخل الاختبار (H_{ij}) باعتبارها نسبة احتمالية الاستجابة الصحيحة لزوج من الفقرات، كما أن معامل لوفنجر (H_i) داخل الفقرة يعبر عن القدرة التمييزية للفقرة.

ويشير موكن ولويس (Mokken & Lewis, 1982) إلى أن الهدف من نماذج التدرج هو تزويد الفاحص بطريقة لقياس جودة مطابقة مجموعة من الفقرات لتدرج معين، وقد عرفا التدرج على أنه مجموعة من الفقرات التي ترتبط مع بعضها إيجابياً، ففي نموذج موكن اللابارامتري يوجد ثلاث معاملات تدرج تنقسم إلى H_{ij} لكل زوج من الفقرات في التدرج، H_i لكل فقرة في التدرج بالنسبة لباقي الفقرات. و H معامل التدرج الكلي للفقرات جميعها. وبشكل أكثر توضيح فإن معامل

التدرج H_{ij} لكل زوج من الفقرات يعرف بالمعادلة الآتية (Sijtsma, 1988):

$$(1) \dots\dots\dots H_{ij} = \frac{P_{ij} - P_i P_j}{(1 - P_j) P_i}$$

حيثُ $P_i < P_j$

P_{ij} : نسبة الأشخاص الذين أجابوا عن الفقرتين معا i, j إجابةً صحيحة.

P_i : نسبة الأشخاص الذين أجابوا عن الفقرة i إجابةً صحيحة.

P_j : نسبة الأشخاص الذين أجابوا عن الفقرة j إجابةً صحيحة.

ويسمى هذا المعامل مُعامل التجانس (Homogeneity Coefficient) أو معامل إعادة

الإنتاجية (Coefficient Of Reoroductivity) (Loevinger, 1948. as Cited in Mokken, (

1971) ويشير إلى احتمالية الإجابة الصحيحة عن الفقرات الصعبة، كما أن الاستجابة عن الفقرة

السهلة سوف تكون صحيحة أيضاً، وبالتالي H_{ij} يشير إلى العلاقة بين الفقرتين i و j .

أما مُعامل التدرّج H_i فهو يقيس تجانس كل فقرة i بالنسبة لباقي الفقرات. وقد عرّف

موكن (Kingma & Tenvergert, 1985.as Cited in Mokken, 1971) هذا المعامل H_i

من خلال المعادلة الآتية:

$$(2) \dots\dots\dots H_i = \frac{\sum_{j=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k P_i(1-P_j).H_{ij}}{\sum_{j=1}^{i-1} (1-P_i)P_j + \sum_{j=i+1}^k (1-P_i)P_j}$$

حيثُ $P_1 < P_2 < \dots\dots\dots < P_{K-1} < P_K$

وهذا المعامل يقدم معلومات حول ما إذا كانت الفقرة مُطابقة للتدرّج أو غير مُطابقة.

أما مُعامل التدرّج H فيمكن تعريفه لمجموعة مكونة من k من الفقرات، وهذا المعامل تمّ

تعريفه عن طريق لوفنجير وموكن (Kingma & Tenvergert, 1985.as Cited in Mokken,

1971) كمجموع للأوزان المعيارية للمعامل H_{ij} لجميع أزواج الفقرات كما يلي:

$$(3) \dots\dots\dots H = \frac{\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k p_i(1-p_j) \cdot H_{ij}}{\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k p_i(1-p_j)}$$

حيث $P_1 < P_2 < \dots\dots\dots < P_{K-1} < P_K$

وبشكل عام يستخدم نموذج موكن معامل لوفنجر (Loevinger's H) الذي يركز على خاصية التجانس الاطرادي والذي يستخرج بدلالة معاملات تدرج الفقرات (H_i) (Mokken & Lewis, 1982)، لتقييم تدرج الفقرة تبعاً للفقرات الأخرى في المقياس ويعتبر مؤشراً على القوة التمييزية للفقرة.

معايير التدرج (Criteria For Scalability)

حتى تشكل الفقرات مع بعضها البعض تدرج موكن اللابارامتري لا بد من تحقق عدة شروط، ومن أبرز هذه الشروط: منحنيات خصائص الفقرة (ICCs) حيث يجب أن تحقق افتراضات الاطرادية المضاعفة (Double Monotony)، كما أن جميع معاملات تدرج أزواج الفقرات H_{ij} يجب أن تكون أكبر من الصفر، بالإضافة إلى أن جميع معاملات تدرج الفقرة H_i يجب أن تكون أكبر من أو تساوي ثابت موجب $H_i > c$ ، حيث $0 < c < 1$ ، كما يجب أن يكون معامل التدرج الكلي للمقياس أكبر من هذه القيمة الثابتة (C)، وتعرف (C) بأنها ثابت تعريف التدرج -Coefficient Constant Scale- (Kingma & Tenverget, 1985). ولقد قدم موكن (Mokken, 1971. as Cited in Kingma & Tenverget, 1985) تصنيفات للتدرج من حيث قيمة معامل التدرج H كما يلي:

$0.5 < H$	تدرّيج قوي
$0.4 \leq H \leq 0.5$	تدرّيج متوسط
$0.3 \leq H \leq 0.4$	تدرّيج ضعيف
$H < 0.3$	غير قابل للتدرّيج

ولكن فان در آرك (Van der ark, 2007) افترض أنه إذا كانت قيمة معامل التدرّيج H

أقل من 0.4 فيصنف هذا الاختبار في ضوئها بأنه مقياس ضعيف. كما بين أن افتراض تجانس اطرادية السمة الكامنة (Latent Monotone Homogeneity)، يتم الحكم على انتهاكه عندما تتخطى قيمته 0.80 في الظروف الطبيعية لكافة الاختبارات التي تتألف من 4 إلى 40 فقرة، وبأحجام عينات تتراوح بين 100 إلى 3000 مشارك في الاختبارات.

أساليب تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية:

أولاً: أساليب تقدير معالم الفقرات باستخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية:

يعتبر تقدير معالم الفقرات من الإجراءات المهمة، والتي من خلالها يتم استخدام نظريات إحصائية تفسر كيفية الاستجابة للفقرات الاختبارية، من خلال تحديد واختيار الفقرات الجيدة والمناسبة للنموذج المستخدم، حيث جرى تقدير معالم الصعوبة والتمييز والتخمين لكل فقرة، وهناك طرق عديدة لتقدير هذه المعالم وهذه الطرق تستخدم أساليب التحليل العددي والتي يتم تطبيقها باستخدام برامج حاسوبية معينة، ويرى كل من (Hambelton and Swaminathan, 1985) (Hambelton, Swaminathan, Rogers, 1991) أنه يمكن تقدير معالم الفقرة لنماذج الاستجابة

للفقرة باستخدام الطرق التالية وهي:

1- تقدير الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood Estimation): وتعتمد طريقة

الأرجحية العظمى (MLE) في تقدير قيمة (θ) على نمط إجابة المفحوص على مجموعة الفقرات

وتأخذ الإجابة على الفقرة الواحدة إما واحدًا صحيحًا أو صفرًا ولو رمزنا لقيمة الإجابة بالرمز

u فتكون الإجابة الصحيحة $(u_i = 1)$ والإجابة الخاطئة $(u_i = 0)$. وبشكل عام فإن $p_i(\theta)$ تعبر

عن احتمال الإجابة الصحيحة على الفقرة (i) من قبل مفحوص قدرته (θ) وتعتبر $Q_i(\theta)$ عن

احتمال الإجابة الخاطئة للمفحوص الذي قدرته (θ) وذلك على الفقرة (i).

$$Q_i(\theta) = 1 - p_i(\theta)$$

ويتم في هذه الطريقة استخدام برنامج (Bilog-Mg3) أثناء عملية التحليل، وفي تقديرات

القدرة للأفراد وذلك عندما تكون معالم الفقرات معروفة عن طريق تقدير الأرجحية العظمى

الهامشية. ويتم تقدير معالم قدرة الأفراد (θ) في هذه الحالة عن طريق تعظيم اقتران دالة الأرجحية

والتي تعطى بالعلاقة الآتية:

$$(4) \dots \dots \dots \text{Log}l(\theta) = \sum_{j=1}^n \{x_{ij} \text{Log} p_j(\theta) + (1-x_{ij}) \text{Log}[1-p_j(\theta)]\}$$

حيث إن:

$p_j(\theta)$: احتمالية أن يجيب المفحوص ذو القدرة (θ) عن الفقرة (i) إجابة صحيحة.

i: رقم الفقرة.

n: عدد فقرات الاختبار.

ومن ثم إيجاد تقديرات القدرة للأفراد (θ) التي تمثل أعلى ترجيح عن طريق إيجاد المشتقة

الأولى لاقتران الترجيح ومساواته بالصفر والمعطى بالعلاقة الآتية:

$$(5) \dots \dots \dots \frac{\partial \text{Log}l(\theta)}{\partial \theta} = \sum_{j=1}^n \frac{x_{ij} - p_j(\theta)}{p_j(\theta)[1-p_j(\theta)]} \frac{\partial p_j(\theta)}{\partial \theta} = 0$$

وبعد ذلك يتم القيام بالتدوير المتعاقب (Iteration) حسب طريقة نيوتن رافسون (Newton-Raphson Method)، من أجل الحصول على تقديرات ثابتة لمعلم القدرة من خلال معادلة فشر (Fisher-Scoring Solution). والخطأ المعياري المحسوب وفق هذه الطريقة يتم من خلال حساب الجذر التربيعي لمعكوس دالة المعلومات (Zimowski, Muraki & Mislevy, 2003).

2- طريقة الارجحية العظمى المشتركة: (Jount Maximum Likelihood) :

تعتبر هذه الطريقة من أكثر الطرق استخداما في تقدير معالم الفقرات بسبب سهولة توفر البرامج الحاسوبية وتطبيقاتها المتخصصة لذلك، والتي تهدف للحصول على تقديرات القدرة من خلال تكرار خطوتين الأولى مع معالم فقرة وكان لها قيم أولية لتقدير قدرة المفحوصين باستخدام طريقة الارجحية العظمى، والثانية تقوم باستخدام القيم النهائية للقدرة في الخطوة الأولى لتقدير معالم الفقرات، تكرر عدة مرات بحيث ينتج تقديرات محسنة للفقرات والأفراد.

3- طريقة الارجحية العظمى المشروطة : (Conditional Maximum Likelihood) :

تعتمد في تقديرها لمعالم الفقرات على توافر إحصائي كاف لتلك المعالم المرافقة للقدرة، ويعتبر الإحصائي كافيا في حالة عدم الحاجة إلى معلومات أخرى من البيانات لتقدير المعالم، وفي هذه الحالة فإن تقدير القدرة للأفراد المتمثلين في علاماتهم سيكون نفسه بغض النظر عن الفقرات التي نجحوا في أدائها، حيث يعامل المفحوصون كقيم غير معلومة ولكنها ثابتة، لذا فإن هذه الطريقة تصلح فقط في حالة نموذج أحادي المعلم (راش) وذلك لان العلامة الصحيحة هي إحصائي كاف لمعلم القدرة، أما في النموذجين ثنائي وثلاثي المعلم فإنها لا تعتبر إحصائيا كافيا للتقدير وإنما يعتمد على الفقرات التي نجح فيها المفحوص.

4- طريقة الارجحية العظمى الهامشية: (Marginal Maximum Likelihood):

هذه الطريقة لا تعتمد في تقديرها للمعالم على المعالم المرافقة للقدرة، وهي تفترض في بعض الحالات أن القدرة تتوزع طبيعياً بمتوسط صفر وانحراف معياري وحدة واحدة، وتعامل البيانات الملاحظة للمفحوصين في طريقة الارجحية الهامشية كعينة عشوائية من المجتمع.

5- طريقة بيز : (Bayesian Model Estimation) :

وتستخدم هذه الطريقة في العادة عندما لا نستطيع تطبيق طريقة الارجحية العظمى، وتتميز هذه الطريقة بالإضافة لاستخدامها معلومات عن العينة بأنها تستخدم معلومات أولية متوفرة من خبرات سابقة.

ثانياً: أساليب تقدير معالم الأفراد باستخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية:

تساعد الاستجابات التي يقدمها المفحوص في الاختبارات على التعبير عن موقعه على متصل القدرة التي يقيسها ذلك الاختبار مع احتمال وجود خطأ في تقدير تلك القدرة، ويتم تقديرها بحساب الخطأ المعياري في التقدير (Standard Error of Estimate)، بحيث تعبر قيمة هذا الخطأ عن مقدار التفاوت بين علامة المفحوص الحقيقية وعلامته الملاحظة، ويستخدم الرمز (θ) للدلالة على قدرة المفحوص أو مقدار السمة التي يمتلكها، مع وجود مقدار من الاحتمالية (Probability) للاستجابة الصحيحة عند كل مستوى قدرة ويرمز لها بالرمز $P(\theta)$ (Hambleton & Swaminathan & Rogers, 1991). وقد بين بيكر (Baker, 2001) أن الهدف من تقدير القدرة هو تقييم المفحوص تبعاً للقدرة الحقيقية التي تكمن وراء استجابته عن فقرات الاختبار، والمقارنة بين المفحوصين لغايات التصنيف أو الابتعاث وغيرها.

كما بين امبرتسون وريس (Embretson & Reise, 2000) أن جميع النماذج التي تستند إلى نظرية الاستجابة للفقرة في تصحيح استجابات المفحوصين تحاول تقدير موقع المفحوص على متصل القدرة باستخدام نمط استجابات المفحوصين، كما بين هامبلتون وسواميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985) أن أداء المفحوص على مجموعة من الفقرات في نظرية الاستجابة للفقرة يرتبط بقدرته والتي تعبر عن كمية لا يمكن ملاحظتها ولكن يمكن تقديرها، وبين أن من أهم مميزات تقدير القدرة تحررها من خصائص عينة الفقرات التي استخدمت في تقديرها، بمعنى أنه لو اختلفت عينات الفقرات فيفترض أن يبقى تقديرها ثابتاً، بالإضافة إلى تحررها من أداء باقي المفحوصين، وهذا يسهل مقارنة الفقرات ومقارنة الاختبارات بالإضافة إلى مقارنة أداء المفحوصين. ويمكن أن تتم عملية التقدير بمجموعة من الطرق من أهمها:

1. تقدير الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood Estimation): تعمل الأرجحية

العظمى بشكل جيد في إيجاد تقديرات أكثر دقة لمعالم الفقرات إذا كان حجم العينة كبيراً، أما إذا كان حجم العينة صغيراً، فإن التقديرات تكون أقل دقة، وخاصة بارامتر التخمين الخاص بالنموذج الثلاثي البارامتري (Birnbaum, 1986; Gao & Chen, 2005).

2. طريقة بيبز: تستخدم في تقدير قدرة المفحوص عندما يصعب تطبيق طريقة الأرجحية

العظمى، وهي تقوم على افتراض أساسي وهو أن هناك توزيعاً احتمالياً مسبقاً قد يكون سلباً أو احتمالياً آخر حسب طبيعة البيانات المستخدمة مما قد يساعد في تحقيق دقة أكبر في عملية تقدير القدرة، أي أنه عند اختيار أي مفحوص عشوائياً فإن احتمالية أن تقع قدرته عند الأطراف هي أقل من احتمالية وقوعها قريباً من متوسط التوزيع. وتمتاز باستخدامها

معلومات أولية (Prior information) متوفرة من خبرات سابقة إضافة إلى استخدامها معلومات عن العينة.

3. طريقة الأرجحية العظمى المشتركة (Joint Maximum Likelihood Estimation):

يمكن تطبيق هذه الطريقة في النماذج اللوجستية الأحادية والثنائية والثلاثية والرابعة ويتم من خلال هذه الطريقة تقدير معالم القدرة والفقرة معاً.

4. طريقة الأرجحية العظمى الشرطية (Conditional Maximum Likelihood Estimation):

تطبق فقط على النموذج اللوجستي أحادي المعلمة حيث يكون اقتران الاحتمالية (Likelihood function) مشروطاً بعدد الإجابات الصحيحة، وتقوم هذه الطريقة على فصل المعالم الإحصائية للمفحوصين أثناء عملية التدريب.

5. طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (Marginal Maximum Likelihood Estimation):

ويمكن تطبيق هذه الطريقة على النماذج اللوجستية الأحادية والثنائية والثلاثية.

ثالثاً: أساليب تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نماذج استجابة الفقرة اللابارامترية:

أشار دوجلاس (Douglas, 1997) إلى أن تقدير معالم استجابة الفقرة، وتقدير قدرة المفحوص ودالة استجابة الفقرة (ICCs) وفق النماذج اللابارامترية يتم من خلال الاعتماد على طرق الانحدار اللامعلمي (Non-Parametric Regression Methods) والمتمثلة بـ:

أولاً: Kernel Smoothing (KS) وهي تقنية تشير إلى تقدير الانحدار اللامعلمي بالاعتماد على نظرية الاستجابة للفقرة بحيث تتيح تنظيم المفحوصين وفق تقدير القدرة. وهي أهم وأفضل طريقة مقارنةً بغيرها من طرق تقدير منحنيات (ICCs) اللابارامترية، وذلك لبساطة حسابها

من خلال توفر البرامج الحاسوبية المجانية (TESTGRAF)، والذي يتم من خلاله تقدير دالة

الاستجابة للفقرة $p_i(\theta)$ ، بالإضافة إلى إمكانية استخدامها لبيانات ثنائية اسمية. كما أنه ليس

هناك حاجة للقلق بشأن عملية التقدير فهناك تقارب مشترك ما بين تقديرات القدرة الرتببة

وطريقة كيرنل في تقدير منحنيات خصائص الفقرة والاختبار. فمعلم h يسيطر على التوازن

بين الخطأ المنتظم والعشوائي (Nozawa, 2008). كما أنها تقوم بحساب $p_i(\theta_q)$ والذي يدل

على احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة i عند مستوى القدرة q من خلال المعادلة :

$$(6) \dots\dots\dots p_i(\theta_q) = \sum_{a=1}^N w_{aq} y_{ima}$$

حيث إن

$$(7) \dots\dots\dots w_{aq} = \frac{k \left[\frac{\theta_a - \theta_q}{h} \right] y_i}{\sum_{b=1}^N k \left[\frac{\theta_b - \theta_q}{h} \right]}$$

w_{aq} : متجة القدرة للمفحوص a عند مستوى القدرة q ، والذي يتم تقديره تبعاً لرتبة المفحوص a مع

رتب باقي المفحوصين.

y_{ima} : متجة خيار الفقرة الثنائي بطول يساوي N (عدد المفحوصين)، والذي يأخذ القيمة 1 في

حال اختيار المفحوص a الخيار m .

K: دالة كيرنل والتي يمكن تقديرها بعدة طرق باستخدام برنامج (TESTGRAF).

h: Band Width Parameter (معلم النطاق الترددي) ويعتمد على عدد المفحوصين ومن

واجبه السيطرة على الأخطاء المنظمة والعشوائية وذلك وفقاً لقيم h ، فإذا كانت قيمة h قليلة فإن

هناك تناقص سريع في دالة كيرنل وتظهر أوزان صغيرة جداً لقيم θ عائدة إلى وجود أخطاء

منتظمة، في حين قيم h العالية فإن دالة كيرنل تتناقص ببطء وتكون الأوزان معتدلة لقيم θ وفي هذه الحالة الأخطاء العشوائية تميل إلى أن تكون صغيرة. ويساوي $(1.1N^{1/5})$ في برنامج (TESTGRAF) (Ramsay, 2000).

ثانياً: Spline Regreeslon: وهي تقنية تشير إلى تقدير منحنيات خصائص الفقرة من خلال توزيع القيم بحيث تتركز حول نقطة مركزية في التوزيع.

ثالثاً: Monotone B- Spline Smoothing: فعلى الرغم من أن طريقة كيرنل قدمت من خلال معادلتها تقدير احتمالية لأي قيمة من θ ، إلا أن التقدير لا يقدم شكل دالة معلومات ملائم لكل قيمة من قيم θ وهو من الضروري لحساب قيم الدوال التي تستخدم بيانات الاستجابة. لذلك قدم كل من (Douglas and Lee, 2005) الوارد في نوزاوا (Nozawa, 2008) أهمية استخدام (B - Spline Smoothing): وهي أن تقدير منحنيات ICC يكون من خلال اقتران خطي مشترك مستمر في B - Spline للمعالم المتعددة، وأن منحنيات خصائص الفقرة (ICCs) غالباً ما تفترض دالة إطرادية غير متناقصة، أي بما معناه أنها تفرض قيوداً إضافية على الإطرادية، وبالتالي من الصعب تحقيق هذه الافتراضات.

وكما هو متعارف عليه فإن دالة المعلومات للاختبار والفقرة تلعب دوراً هاماً في تقدير دقة القياس، لذلك يتم تقدير دالة معلومات الفقرة والاختبار في نماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية كما هو الحال في النماذج البارامترية، حيث تعطى دالة معلومات الفقرة لل فقرات الثنائية في نماذج نظرية الاستجابة للفقرة كما يلي:

$$(8) \dots\dots\dots I_i(\theta) = \left[\frac{dp_i(\theta)}{d\theta} \right]^2 / [p_i(\theta)(1 - p_i(\theta))]$$

حيث:

$I_i(\Theta)$: دالة المعلومات للفقرة i.

$\left[\frac{dp_i(\theta)}{d\theta} \right]$: المشتقة الأولى لدالة استجابة الفقرة.

$P_i(\Theta)$: احتمال الإجابة عن الفقرة i إجابة صحيحة.

والتي يتم تحديدها في النماذج اللابارامترية من خلال استخدام برنامج (TESTGRAF) برسم

متوسط دالة معلومات الفقرة (mean item information function).

أما دالة معلومات الاختبار تستخرج بالاعتماد على دوال معلومات فقرات الاختبار كاملة

حيث تعطى بالمعادلة التالية:

$$I(\Theta) = \sum I_i(\Theta) \dots \dots \dots (9)$$

حيث:

$I_i(\Theta)$: دالة المعلومات للفقرة i.

$I(\Theta)$: دالة معلومات الاختبار.

وحسب لندن وهامبلتون (Linden & Hambleton, 1997)، يمكن الافتراض أن هذه

الدوال أقرب لدوال الاستجابات الحقيقية من تلك التي تعطيها النماذج البارامترية لأنها تعتمد على

افتراضات أقل حول النموذج. فقديمًا استخدمت النماذج اللابارامترية كبديل للنماذج البارامترية

عندما لا تكون الظروف مناسبة لاستخدام نماذج بارامترية معينة، مثل تدرج أو قياس الاتجاهات

(Mokken, 1982). وتقدر النماذج البارامترية هذه المنحنيات عن طريق تقدير المعالم في حين

تقدرها النماذج اللابارامترية بشكل مباشر من البيانات الملاحظة (Ramsay, 2000).

ويتم تحديد دقة القياس في النماذج البارامترية ثنائية وثلاثية ورباعية المعالم من خلال دوال معلومات الفقرات والاختبار، بينما في النماذج اللابارامترية يتم ذلك من خلال استخدام برنامج (TESTGRAF) برسم متوسط لدالة معلومات الفقرة، وهذا ما يُستطيع متوسط دالة معلومات الفقرة اختباره، وترتبط دالة معلومات الفقرة مع مبدأ تمييز الفقرة وهو الذي يجمع بين نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية بنظيرتها اللابارامترية من خلال المعاملات (H_i, a_i) ، حيث إن الفقرة تقدم معلومات عند قيمة معينة من القدرة في حال كان الميل عاليًا (Santor & Ramsay, 1998).

نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية (Parametric Item Response Models)

يرى هامبلتون وسواميناثان (Hambelton and Swaminathan, 1985) أن نماذج الاستجابة للفقرة تختلف من حيث الصيغة الرياضية للنموذج (منحنى خصائص الفقرة المستخدم)، كما وتعد طبيعة البيانات معياراً لتصنيف نماذج الاستجابة للفقرة حسب نوع الاستجابة، فهناك النماذج ثنائية الاستجابة (التدرج) (Dichotomous) والنماذج المتعددة الاستجابة (التدرج) (Polytomous)؛ كذلك من حيث البعد (أحادية البعد Unidimensionality ومتعددة الأبعاد Multidimensionality)، لذا يستطيع مطور الاختبار أو الشخص الذي سيستخدم نظرية الاستجابة للفقرة أن يختار شكل وصيغة نموذج الاستجابة للفقرة، حيث إن الاعتماد على مدى ملائمة الافتراضات للنموذج يكون بالقدر الذي يمكن فيه للنموذج أن يفسر نتائج الاختبار، بمعنى أن جميع افتراضات النموذج يمكن تبريرها إذا استطاع ذلك النموذج أخذ بيانات الاختبار بعين الاعتبار. ومن نماذج استجابة الفقرة البارامترية (Hambelton and Swaminathan, 1985):

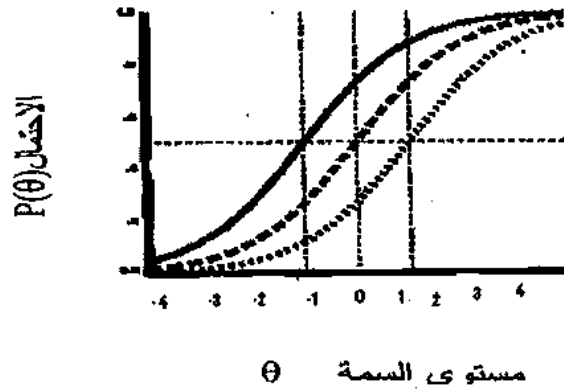
أ- نماذج استجابة الفقرة أحادية البعد ثنائية التدرج:

1- النموذج اللوجستي أحادي المعلم (One-Parameter Logistic Model): ويسمى هذا النموذج بنموذج راش أيضاً (Rasch Model)، وأول من نشر هذا النموذج هو عالم الرياضيات الدنمركي جورج راش عام (1960)، وذلك في محاولته تحليل بيانات الاختبار باستخدام نظرية الاحتمالات. وبالرغم من أنه انطلق في مهمته من إطار نظري مختلف إلا أن النموذج الذي توصل إليه كان نموذجاً لوجستياً. وهو يعد أبسط نماذج استجابة الفقرة من حيث عدد المعالم التي تصف الفقرة عند استخدامه، ويفترض هذا النموذج أن معلمة التمييز (a) ثابتة في جميع الفقرات، ولكنها تتباين في معلمة الصعوبة، ويتم التعبير عن احتمالية الاستجابة الصحيحة للفقرة $P(\theta)$ بدلالة معلم صعوبة الفقرة (b) (Item Difficulty) وفي هذا النموذج يتم حساب احتمالية الاستجابة الصحيحة لأداء فرد ما على فقرة معينة، وتأخذ معادلته الصيغة الرياضية التالية:

$$P_i(\theta) = \frac{1}{1 + e^{D(\theta - b)}} \quad (10)$$

حيث إن:

- $P_i(\theta)$: هي احتمال إجابة المفحوص الذي تم اختباره عشوائياً من مستوى القدرة (θ) على الفقرة (i) إجابة صحيحة.
- (b_i) : معلم صعوبة الفقرة.
- (θ) : تعبر عن معلم القدرة للمفحوص.
- $(D) = (1.7)$ تمثل قيمة معامل التدرج (Scaling Factor)، والتي تجعل شكل المنحنى اللوغاريتمي يقترب من شكل اقتران المنحنى الطبيعي. والشكل (1) يبين ذلك.



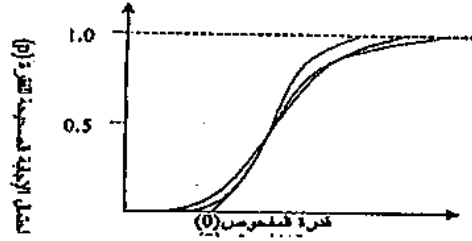
الشكل 1. منحني خصائص ثلاث فقرات حسب نموذج راش مختلفة في مستوى صعوبتها
 يبين الشكل (1) منحنيات خصائص ثلاث فقرات (Item Characteristic Curves (ICCs) حسب نموذج راش، ومن مميزات هذه المنحنيات أنها تبين الزيادة في احتمال الاستجابة الصحيحة بزيادة مستوى السمة، وأن الفقرات الثلاث تختلف في مستوى الصعوبة حيث بلغت صعوبتها 1، 0، 1 وأن ميل منحنيات خصائص الفقرة متساوية، وأخيراً فإن نقطة الانعطاف لمنحني خصائص الفقرة تمثل النقطة التي يتم عندها التغير في شكل المنحني من مقعر للأعلى إلى مقعر للأسفل وتكون احتمالية الاستجابة الصحيحة عندها (0.5) (Embretson and Reise, 2000).

2- النموذج اللوجستي ثنائي المعلم (Two Parameter Logistic Model): يفترض هذا النموذج أن معلمتي الصعوبة والتمييز تتباين في جميع الفقرات، ويمكن من خلاله معرفة احتمالية استجابة المفحوص ذي القدرة (θ) بدلالة معلمي الصعوبة والتمييز لتلك الفقرة، وهنا معلم التمييز في هذا النموذج يتغير بتغير الفقرة كما هو الحال في معلم الصعوبة. وتأخذ معادلته الصيغة الرياضية التالية (Hambelton and Swaminathan, 1985):

$$(11).....P_i(\theta) = \frac{1}{1 + e^{Da_i(\theta - b_i)}}$$

حيث إن:

- (a) معلم التمييز للفقرة i.



الشكل 2. منحنيات ثلاث فقرات مميزة بحيث تتساوى فيها الصعوبة ويختلف التمييز.

3- النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم (Three-Parameter Logistic Model): يفترض هذا

النموذج أن معالمه الثلاث: الصعوبة والتمييز والتخمين متباينة في جميع الفقرات، ويمكن معرفة احتمالية استجابة المفحوص عن الفقرة في هذا النموذج من خلال المعالم الثلاثة السابقة، وتظهر أهمية هذا النموذج في الفقرات الموضوعية من نوع الاختيار من متعدد، فمثلاً عندما تحدث الاستجابة الصحيحة للفقرة بالتخمين، كما في الفقرات الموضوعية متعددة الخيارات (Multiple choice items) تكون احتمالية الاستجابة الصحيحة أكبر من صفر لأن التخمين يتضمن في النموذج ويكون أداء المفحوصين على الاختبار من ذوي القدرة المتدنية، وتأخذ معادلته الصيغة الرياضية التالية:

$$(12) \dots\dots\dots p_i(\theta) = c_i + (1 - c_i) \frac{e^{Da_i(\theta - b_i)}}{1 + e^{Da_i(\theta - b_i)}}$$

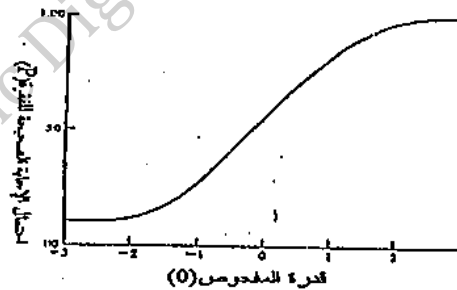
حيث إن :

- (C_i): معلم التخمين للفقرة i.

ففي هذا النموذج يرتبط معلم تمييز الفقرة (a) بميل منحنى خصائص الفقرة (ICC) عند نقطة التحول، التي يقابلها على المحور السيني (الأفقي) المتدرج عليه قيم القدرة (θ) معلم صعوبة

الفقرة (b)، ولكل منحنى استواء (Asymptote) في موقعين، أحدهما علوي يلتقي عند النقطة (1) مع المحور الصادي (الرأسي) الذي يمثل احتمالية الإجابة الصحيحة عن الفقرة، أما الإستواء الثاني فهو السفلي، ولكل فقرة إستواء سفلي مختلف عن الآخر باختلاف معلم تخمين الفقرة (c_i) التي تقع قيمتها على المحور الرأسي، ويعبر معلم التخمين عن احتمال حصول الإجابة الصحيحة بالتخمين العشوائي (الصدفة).

ويمكن تطوير عدد غير محدود من منحنيات خصائص الفقرة في نظرية الاستجابة للفقرة واستخدامها وتطبيقها في بيانات الاختبارات التحصيلية والنفسية، ولكن الاهتمام عادةً ما يكون بالنماذج اللوجستية أكثر من غيرها بسبب سهولة التعامل معها، إذ إن الفهم الجيد لهذه النماذج يساعد في تطوير الكثير من النماذج الجديدة في نظرية الاستجابة للفقرة. والشكل التالي يبين منحنى خصائص الفقرة للمعالم الثلاث.



الشكل 3. منحنى خصائص الفقرة للمعالم الثلاث

4- النموذج رباعي المعلمة: يفترض هذا النموذج أن معالمه الأربعة (صعوبة b، تمييز a،

تخمين c، الحد التقاربي الأعلى d)، متباينة في جميع الفقرات، وبأخذ الصيغة الرياضية

التالية :

$$p_i(\theta) = c_i + (d_i - c_i) \frac{e^{Da_i(\theta - b_i)}}{1 + e^{Da_i(\theta - b_i)}} \quad (13)$$

حيث إن :

d_j : معلم الحد التقاربي الأعلى، ويعبر عن احتمال الإجابة عن الفقرة إجابة خاطئة عندما تكون قدرة الفرد c_j أعلى ما يمكن.

c_j : معلم تخمين الفقرة، ويعبر عن احتمال الإجابة عن الفقرة إجابة صحيحة عندما تكون قدرة الفرد أقل ما يمكن.

a_j : معلم تمييز الفقرة، ويعبر عن ميل المماس لمنحنى خاصية الفقرة عند النقطة التي تحدد صعوبتها.

b_j : معلم صعوبة الفقرة، وهي النقطة على مقياس القدرة التي توازي احتمالية إجابة الفرد الذي

أختير عشوائياً من مستوى قدرة (θ) بشكل صحيح عن الفقرة $\frac{c_i+1}{2}$ حيث c_i احتمال

التخمين.

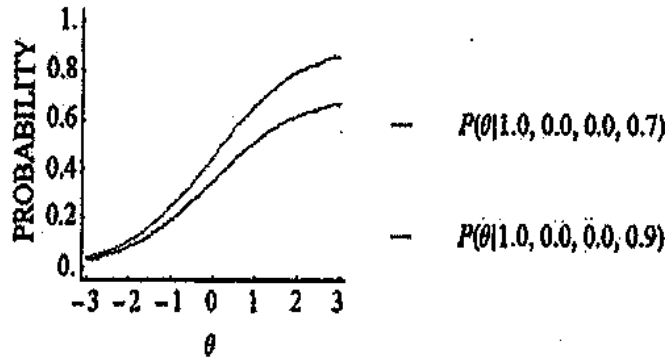
1.7: ثابت.

θ_j : مستوى قدرة الفرد.

e : الأساس اللوغاريتمي $= 2.7183$.

$P_j(\theta)$: احتمالية بأن المفحوص الذي تم اختياره عشوائياً من مستوى القدرة (θ) أن يجيب إجابة

صحيحة على الفقرة (i).



الشكل 4. احتمالية إجابة الفقرة بشكل صحيح وفق النموذج الرباعي اللامبارامتري
ويستخدم نموذج استجابة الفقرة الرباعي للتقريب الأعلى أو لإيجاد الحد التقاربي الأعلى أو
سقف منحني خصائص الفقرة (ICC)؛ حيث يتم الفحص بدرجة أقل تكراراً من نماذج استجابة
الفقرة السابقة. وهو مسؤول عن شخص له قدرة عالية جداً ليحصل على إجابة صحيحة لفقرة ما،
لذلك تمت الإشارة إليه بمعلم عدم الاهتمام أو اللامبالاة، ويشار إليه بـ (d) (deAyala, 2003) أو
بالرمز (d)، ويشير المنطق وراء المعلم الرابع إلى أن الأشخاص ذوي القدرات الكبيرة جداً، قد
يرتكبون أخطاء كتابية في فقرات سهلة نسبياً. ونتيجة لذلك، سيتم تخفيض تقدير موقعه / موقعها
على (ICC) باستخدام نموذج (IRT) بالنهاية العليا والتي تساوي (1).

وبعد نموذج استجابة الفقرة الرباعي البارامتري (4PL) نموذجاً بديلاً للنموذج (3PL)
الذي يقيم معلم اللامبالاة. ويقول دي ايالا (deAyala, 1993) بأن بارتون ولورد (1981) قد توسعا
في نموذج (3PL) ليشتمل المعلم الرابع كطريقة للتقدير الأفضل لموقع الشخص على (ICC). وفي
هذا النموذج يتم التوسع في النظرية وراء نموذج (3PL)، وهو يعكس في النهاية الحد التقاربي
الأعلى.

ولقد بين راس ووالر (Reise & Waller,1993) أن النماذج اللوجستية ذات المعلم والمعلمين والثلاثة معالم سيطرت على البحوث خلال السنوات السابقة ولاقت اهتماماً كبيراً من قبل الباحثين خلال الخمس والعشرين سنة الماضية، وحديثاً تم تطبيق نماذج الاستجابة المدرجة، ونماذج استجابة الفقرة اللامعلمية، وتبين أن النموذج رباعي المعلم البارامترى (4PL) من النماذج القديمة نسبياً لاستجابات الفقرات الثنائية التي تعرضت للتجاهل خلال السنوات الخمس والعشرين الماضية، والسبب الهام في هذا التجاهل هو أن التطبيق الأصلي للنموذج على بيانات التحصيل والقابلية قد أنتجت نتائج مخيبة للأمل. ونتيجة لذلك، أصبح الباحثون يعتقدون أن إدخال معلم رابع قد يسمح بأن يقع التقريب الأعلى لدالة استجابة الفقرة (IRF) تحت (1.00) لم يكن ضرورياً. ولكن في السنوات الماضية تزايد الاهتمام بنموذج استجابة الفقرة الرباعي (4PL) وأصبح يطبق على العديد من الاختبارات النفسية.

كما ذكر بارثون ولورد (المشار إليهما في ريس ووالر (Reise & Waller,2010) أن الطالب الذي يمتلك قدرة عالية قد يرتكب خطأ كتابياً في الإجابة على فقرة مقالية، وأن إدخال تقريب أعلى بقيمة أقل بقليل من واحد يجب أن يسمح للطالب ذي القدرة العالية أن يخسر فقرة مقال دون تخفيض تقدير قدرته بشكل كبير. ولفحص هذا الاستنتاج، قام الباحثون بمقارنة الأداء النسبي للنماذج الثلاثة والأربعة معالم على عدة مجموعات لبيانات تم جمعها من قبل خدمة الاختبارات التربوية، وبمراجعة نتائجهم توصل بارثون ولورد (1982) إلى ما يلي: فشل نموذج استجابة الفقرة الرباعي في التحسين المستمر، وفي إيجاد مكتسبات عملية ناتجة عن استخدام النموذج. وقد أحبطت هذه النتيجة وبشكل فعال البحث في (4PLM) لربع قرن، وحديثاً تم إعادة الحياة إلى البحث حول نموذج (4PLM) قوتسشوك و دن (Gottschalk & Dunn,2005).

ب- نماذج استجابة الفقرة أحادية البعد متعددة التدرج :

1- نموذج الاستجابة المتدرجة : قدم العالم سميچيما (Samejima) هذا النموذج، والذي يعتبر

تعميماً للنموذج ثنائي المعلم، حيث يستخدم فقرات ليس بالضرورة أن تكون متساوية في

عدد فئات الاستجابة عليها، بالإضافة إلى أن عدم تحقق هذا الشرط لا ينشأ عنه أي تعقيدات

في تقدير معالم الفقرة

$$P_{ix}^*(\theta) = \exp[\alpha_i (\theta - \beta_{ij})] / 1 + \exp[\alpha_i (\theta - \beta_{ij})] \quad \text{أو} \quad \text{تفسيرها}$$

(Embretson & Reise, 2000)

.....(14)

حيث : P_{ix}^* : احتمالية حصول المفحوص ذي القدرة (θ) على علامة فئة أكبر من أو

تساوي (x) على الفقرة (i) ، θ_i : معلم التمييز للفقرة (i) ، θ_{ij} : الحد الفئوي للفقرة (i) بين العلامة

الفئوية (j) والعلامة الفئوية $(1-j)$ وتمثل مستوى السمة اللازمة للاستجابة فوق العتبة (j) باحتمالية

تساوي 0.50 .

2- نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل :

طور العالم موراكي (Muraky) هذا النموذج والذي يعتبر تعديلاً لنموذج الاستجابة

المتدرجة، بحيث يكون من السهل استخدامه في تحليل الاستجابات على فقرات مقياس التقدير

كمقاييس الاتجاهات (Rating Scale)، والتي يكون لجميع فقراته العدد نفسه من فئات الاستجابة،

حيث يعتبر النموذج المعدل لنموذج الاستجابة المتدرجة، حالة خاصة منه، ففيه تقسم المعالم بين

عتبات الفئات (θ_{ij}) إلى جزأين هما معلم الموقع (الصعوبة) b_i (Location Parameter) لكل

فقرة، ومعالم عتبة الفئة (c_j) (Category Threshold Parameters) للمقياس ككل، حيث $\theta_{ij} = b_i - c_j$ وعليه فإنه يتم إيجاد احتمال الاستجابة في فئة معينة أو أعلى من هذه الفئة (Embretson & Reise, 2000)، حسب المعادلة التالية :

$$(15) \dots \dots \dots P_{ix}^*(\theta) = \frac{\exp[\alpha_i(\theta - (b_i - c_m))]}{1 + \exp[\theta - (b_i - c_j)]}$$

3- نموذج التقدير الجزئي :

يعد نموذج التقدير الجزئي توسيعاً لنموذج راش المتعلق بالفقرات ثنائية التدرج، حيث قام بتطويره ماسترز (Masters, 1982) في استراليا، ليصبح بالإمكان تقدير معالم الفقرات التي يمكن أن تأخذ في عملية التصحيح أكثر من قيمتين، وبشكل يعكس القدرة التي تقيسها الفقرة، وبالتالي فإن احتمال حصول المفحوص ذي القدرة (θ) على العلامة (x) على الفقرة (i) يحسب وفقاً للعلاقة :

$$(16) \dots \dots \dots P_{ix}(\theta) = \frac{\exp \sum_{h=0}^{m1} (\theta - bik)}{\sum_{h=0}^{m1} \exp \sum_{k=0}^h (\theta - bik)}$$

4- نموذج التقدير الجزئي المعمم :

طور موراكي (Muraki) نموذج التقدير الجزئي المعمم الذي يسمح باختلاف معلم الميل للفقرات ضمن المقياس الواحد وأطلق عليه نموذج التقدير الجزئي المعمم الذي تمثله المعادلة التالية (Embretson & Reise, 2000):

$$(17) \dots \dots \dots P_{ix}(\theta) = \frac{\exp \sum_{i=0}^x \alpha_i(\theta - \delta_{ij})}{\sum_{r=0}^M \left[\exp \sum_{j=0}^r \alpha_i(\theta - \delta_{ij}) \right]}$$

حيث : α_i : معلم الميل (أو تمييز الفقرة)، δ_i : معلم تقاطع الفئة (صعوبة الخطوة) .

ج- نماذج نظرية استجابة الفقرة متعددة الأبعاد :

تفترض نماذج نظرية الاستجابة للفقرة متعددة الأبعاد وجود بعدين أو أكثر يتم قياسهما في الاختبارات، وتنقسم النماذج متعدد الأبعاد إلى فئتين: الأولى، نماذج نظرية استجابة الفقرة متعدد الأبعاد الاستكشافية وتقدر معالم الفقرات والأشخاص على أكثر من بعد للتحقق من تطابق النموذج مع البيانات، أما الفئة الثانية من النماذج متعددة الأبعاد فهي: نماذج نظرية استجابة الفقرة متعددة الأبعاد التوكيدية (Confirmatory Multidimensional IRT) وتقدر المعالم لأبعاد معينة، وتتضمن أبنية تصاميم (Design Structures) أو نماذج رياضية تربط الفقرات مع أبعاد محددة (Embretson & Reise, 2000)، كما تنقسم نماذج الاستجابة للفقرة متعددة الأبعاد إلى نوعين أساسيين هما، الأول، نماذج تعويضية (Compensatory Models)، وتكون الأبعاد في هذا النوع تعويضية، أي أن قدرات المفحوص تتفاعل لتنتج استجابة عن فقرة ما، بحيث يأخذ هذا التفاعل من قدرة المفحوص في سمة كامنة ما لتعويض النقص في قدرته في سمة كامنة أخرى (De Ayala, 1993)، وتكون احتمالية الاستجابة الصحيحة عن الفقرة (i) باستخدام (m) بعدا تعويضيا ثنائي المعلم حسب هذا النموذج كما يلي :

$$P(X_i = 1) = (1 + \exp(-\sum_{k=1}^m (\alpha_{ik}\theta_k + \beta_i)))^{-1} \quad (18).....$$

حيث : α_{ik} : معلم التمييز للفقرة i على البعد k، θ_k : معلم القدرة على البعد k، β_i : معلم

الصعوبة للفقرة i .

أما النوع الثاني فهو : النماذج غير التعويضية (Noncompensatory Models) وفيها لا

تعوض قدرة المفحوص θ_1 بالإجابة عن سمة أخرى θ_2 ، ويعبر عن احتمالية الاستجابة الصحيحة

باستخدام النموذج اللوجستي ثنائي المعلم غير التعويضي في المعادلة التالية (حجازين ، 2007) :

$$P(X_i=1) = \prod_{k=1}^m (1 + \exp(-\alpha_{ik}(\theta_k - \beta_{ik})))^{-1} \quad (19) \dots\dots\dots$$

حيث : α_{ik} : معلم التمييز للفقرة i على البعد k ، θ_k : معلم القدرة على البعد k ، β_{ik} : معلم الصعوبة للفقرة i على البعد k .

فيما يأتي يتم تناول نماذج نظرية الاستجابة للفقرة متعددة الأبعاد الاستكشافية، للبيانات ثنائية التدرج، أحادية وثنائية و ثلاثية المعلم، وكذلك نماذج استجابة الفقرة متعددة الأبعاد للبيانات متعددة التدرج .

أ- نماذج استجابة الفقرة ثنائية التدرج ومتعددة الأبعاد: (Dichotomous Item Response

:(Models and Multidimensionality

في نماذج نظرية الاستجابة للفقرة متعددة الأبعاد للبيانات الثنائية تكون قدرة الفرد في الاستجابة على فقرة ما مركبا موزونا لموقعه (أي الفرد) على أبعاد السمة الأساسية، وتفيد معالم الفقرة في اختيار الفقرات لقياس السمة المستهدفة، اعتمادا على ارتباط الفقرة بالسمة، ويتم في هذه النماذج قياس عدة سمات بشكل متزامن لفرد ما بافتراض نموذج الاستجابة للفقرة متعدد الأبعاد، فإذا كانت استجابة الفرد على فقرة ما تعتمد على أكثر من سمة كاملة واحدة، فإن استجابته تعطي معلومات عن سمتين أو أكثر في الوقت نفسه . (Embretson & Reise, 2000)

1- الاستكشافية : (Exploratory):

وفيما يلي النماذج اللوجستية متعددة الأبعاد الاستكشافية، أحادية وثنائية وثلاثية المعالم والخاصة بالبيانات ثنائية التدرج .

أ- نموذج راش متعدد الأبعاد : (Multidimensionality Rasch Model):

يتم إيجاد احتمال الاستجابة الصحيحة لمفحوص ما على فقرة معينة ضمن راش كما في

المعادلة التالية :

$$P(X_{is} = 1 | \theta_s, \delta_i) = \frac{\exp(\sum_m \theta_{sm} + \delta_i)}{1 + \exp(\sum_m \theta_{sm} + \delta_i)} \quad (20) \dots\dots\dots$$

حيث : θ_{sm} : السمة الكامنة للمفحوص s على البعد m، δ_i : مقطع السهولة (Easiness Intercept) للفقرة i .

ب- النموذج ثنائي المعلم متعدد الأبعاد : (Multidimensionality Two Parameter Model):

يضاف في هذا النموذج معلم التمييز لكل فقرة على كل بعد كما في المعادلة التالية :

$$P(X_{is} = 1 | \theta_s, \delta_i, \alpha_i) = \frac{\exp(\sum_m \alpha_{im} \theta_{sm} + \delta_i)}{1 + \exp(\sum_m \alpha_{im} \theta_{sm} + \delta_i)} \quad (21) \dots\dots\dots$$

ج- النموذج ثلاثي المعلم متعدد الأبعاد : (Multidimensionality Three Parameter Model):

هذا النموذج هو امتداد للنموذج ثلاثي المعلم والذي سبق وصفه في معادلة النموذج الثلاثي وفيه يتم إيجاد احتمال الإجابة الصحيحة كما في المعادلة التالية وهي تشبه المعادلة في النموذج الثنائي ولكن بإضافة معلم الحد التقاربي الأدنى أو التخمين (Lower Asymptote or Guessing):

$$P(X_{is}=1/\theta_s, \delta_i, \alpha_i, \gamma_i) = \gamma_i + (1-\gamma_i) \frac{\exp(\sum_m \alpha_{im} \theta_{sm} + \delta_i)}{1 + \exp(\sum_m \alpha_{im} \theta_{sm} + \delta_i)} \quad (22).....$$

يمكن تصور التمثيل البياني ثلاثي البعد منظرا للشكل السابق باستثناء أن إحداثي احتمال الاستجابة يبدأ في نقطة تعلق الصفر .

2- التوكيدية : (Confirmatory) :

أ- النموذج المضاعف ثلاثي المعلم : (Multiplicative Three Parameter Model) :

اقترح سمبسون (Symposon, 1978) ووايتلي (Whitely, 1980) المشار إليهما في علام (2005) نموذج يماثل النموذج ثلاثي المعلم، إلا أنه يعتبر نموذجا غير تعويضا لأن زيادة القدرة (θ) في أحد الأبعاد لا يعوض تعويضا كاملا نقص القدرة في بعد أو الأبعاد الأخرى، ويختلف هذا النموذج عن النموذج الاستكشافي ثلاثي المعلم في أن حدوده الجبرية حواصل ضرب (Π) ، أي مضاعفة وليست جمعية، والصيغة الرياضية لهذا النموذج كما يلي :

$$P(X_{ij} = 1 | \theta_j, d_i, a_k c_j) = C_i + (1 - C_i) \prod_{k=1}^n \frac{\exp[a_{jk}(\theta_{jk} + b_{jk})]}{1 + \exp[a_{jk}(\theta_{jk} + b_{jk})]} \quad (23).....$$

حيث : θ_{jk} : قدرة الفرد (j) في البعد (k)، α_{ik} : متجه معلم تمييز الفقرة (i) في البعد (k)، b_{ik} : متجه معلم صعوبة الفقرة (i) في البعد (k)، C_i : معلم تخمين الفقرة (i)، Π : حواصل ضرب الحدود.

ب- نموذج المكونات المتعددة : (Multicomponent Latent Trait Model) :

اقترح وايتلي (Whitley, 1980) المشار إليه في علام (2005) نموذج المكونات المتعددة للسماة الكامنة التي تنطوي عليها الاستجابة لفقرة تشتمل على مهمة معرفية مركبة، وقياس الفروق

الفردية في هذه المكونات لمهام معقدة للاستعدادات الخاصة لدى الفرد، ونظرا لان النموذج يعتمد على مكونات عملياتية مقترنة بعضها البعض، فانه يطلق عليه نموذج العمليات المقترنة متعددة الأبعاد (Conjunctive Multidimensional Model)، حيث يعتمد فيه أداء المهام على صعوبة مكوناتها ومكونات قدرات الفرد .

ويتم في هذا النموذج تقدير مستويات مكونات السمة المقاسة، وكذلك مكونات صعوبة الفقرة، ويفترض النموذج أن الاستجابة الصحيحة على المكونات المتعددة للمهمة المعرفية التي نقيسها، فإذا أخفق الفرد في الاستجابة الصحيحة على أي من هذه المكونات، فانه يخفق بالتالي في الاستجابة الصحيحة على الفقرة، والصيغة الرياضية لهذا النموذج تعطى كالتالي :

$$(24)..... P(X_{jm} = 1 | \theta_m, B_j) = \prod_{k=1}^m \frac{\exp(\theta_{jm} - B_{jm})}{1 + \exp(\theta_{jm} - B_{jm})}$$

حيث : θ_m : مستويات السمات لدى الفرد (j) في المكونات التي عددها (m)، B_j : صعوبة الفقرة (i) في المكونات التي عددها (m)، θ_{jm} : مستوى السمة لدى الفرد (j) في إحدى المكونات (m)، B_{jm} : صعوبة الفقرة (i) في إحدى مكونات (m) .

وقد أضافت امبرتسون معلم التخمين في نموذج آخر مشتق من هذا النموذج، كما اقترحت تعميما لنموذج المكونات المتعددة اعتبرت فيه أن صعوبة الفقرة تعتمد على مكوناتها، وكذلك على عوامل تتعلق بتعدد المثيرات التي تشتمل عليها كل من هذه المكونات، وهذه العوامل تسهم بأوزان مختلفة في صعوبة الفقرة، وبذلك تصبح الصيغة الرياضية العامة لنموذج المكونات المتعددة كالتالي:

$$(25)..... P(X_{jfm} = 1 | \theta_j, B_j) = \prod_j \frac{\exp\left(\theta_{jfm} - \sum_i \tau_{jfm} q_{ifm}\right)}{1 + \exp\left(\theta_{jfm} - \sum_i \tau_{jfm} q_{ifm}\right)}$$

حيث : τ_{fm} : أوزان العامل بمثير (f) في المكونة (m)، q_{fm} : درجة الفرد في العامل

المتعلق بالمثير (f) في المكونة (m) للفقرة (i) .

ب- نماذج استجابة الفقرة متعددة التدرج ومتعددة الأبعاد: (Polytomous Item Response

: Models and Multidimensionality)

طور موراكي المشار إليه في حجازين (2007) نموذج نظرية استجابة الفقرة متعدد التدرج

المتعدد الأبعاد (MPIRT) كامتداد لنموذج التقدير الجزئي المعمم الذي يعطى بالمعادلة التالية:

(De Champlain, Gessaroli, Tang, and De Champlain, 1998).

$$P_{jk}(\theta) = \frac{\exp(\sum_{v=0}^k Z_{jv}(\theta))}{\sum_{c=0}^k \exp(\sum_{v=0}^c Z_{jv}(\theta))} \quad (26) \dots\dots\dots$$

حيث : $Z_{jk}(\theta) = \sum_{m=1}^M (\alpha_{jm} \theta_m + \delta_{jk})$ ، α_{jm} : معلم الانحدار للفقرة j على البعد m، δ_{jk} : معلم

المقطع Intercept للفقرة j للفئة k، θ : متجه القدرة.

نماذج نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية:

لعبت نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية دوراً هاماً في تطوير نظرية استجابة الفقرة، فهي

تمثل الحالة العامة لنظريات استجابة الفقرة والتي تشكل النماذج البارامترية حالة خاصة منها

(Sijtsma & Hemker, 2000).

والنماذج اللابارامترية كالنماذج البارامترية تركز على دالة خصائص الفقرة والتي تعرف

على أنها العلاقة بين احتمالية الاستجابة على الفقرة ثنائية التدرج أي الحصول على الدرجة (1)

لفقرة ثنائية بالاعتماد على القدرة (θ)، ويجب أن تكون الدالة متزايدة، إلا أن النماذج اللابارامترية لا تفترض شكلاً محدداً لهذه الدالة، فالشرط الوحيد أن لا تكون متناقصة مع زيادة مستوى القدرة (θ)، وما عدا ذلك فجميع الأشكال مقبولة (Sijtsma, 1998). وتقسم نماذج نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية إلى (Sijtsma, 1998) نموذجين رئيسيين هما :

1. نموذج التجانس الاطرادي (Monotone Homogeneous model(MHM)): يسمى

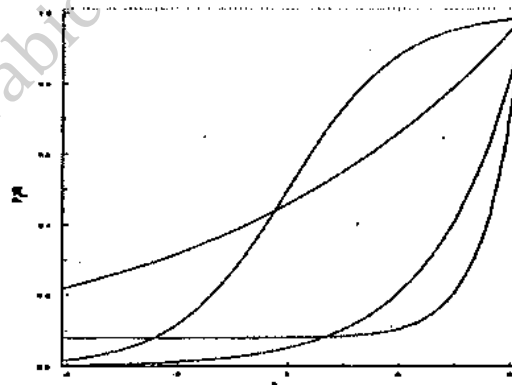
بنموذج موكن اللابارامتري وهو أحد نماذج استجابة الفقرة اللابارامترية، وهو يستخدم تحليل التدرج للاستجابات الثنائية، ولقد وصف بأنه نسخة احتمالية معدلة لتحليل التدرج لجتمان، أي يعطي تدرجاً للأفراد وال فقرات على مقياس رتبي أحادي البعد، واشترط موكن في هذا النموذج أحادية البعد للمقياس؛ بحيث إن لكل شخص قيمة غير معروفة من القدرة (θ)، وإن احتمال الاستجابة الصحيحة عن الفقرة تزداد باطرادية بالنسبة للقدرة (θ). والفقرات متفاوتة في درجة صعوبتها، كما أن قيم الانحراف المعياري للفقرات (δ) على المتغير الكامن تساوي احتمال $\pi(\theta, \delta) = 0.5$ للأشخاص الذين استجاباتهم صحيحة، وهذا النموذج يختلف بشكل أساسي عن النموذجين ثنائي وثلاثي المعلم في أنه دالة استجابة الفقرة فيه ليس بالضرورة أن تأخذ شكلاً لوجستياً (Logistic form) مما يجعل نموذج موكن أقل تقييداً للبيانات التجريبية عن النماذج اللوجستية، كما يتيح هذا النموذج إمكانية ترتيب الأفراد تبعاً لمستوى القدرة (θ) باستخدام مجموع الدرجات أو ما يعرف بالدرجة الكلية (Sijtsma & Molenaar, 2000)، كما بين الباحثان أن دالة استجابة الفقرة في نموذج موكن قد تكون لوجستية الشكل، أو على شكل معادلة خطية، أو أسية أو غيرها، فعندما تتوافق دالة استجابة الفقرة مع نموذج موكن فإنها تعد مثالية إذا كان الهدف منها ترتيب الأفراد تبعاً لقدراتهم. فاستخدام نموذج موكن للتجانس الاطرادي

يعمل على ترتيب الأفراد على متصل القدرة (θ) باستخدام الدرجات الكلية على الاختبار رغم عدم إمكانية الحصول على تقديرات رقمية للقدرة (θ). وهذا ما يميزه عن النماذج البارامترية ويجعله مبرر الاستخدام في قياس المفحوصين. كما أن عدم توفر قيود إضافية للنموذج مكن كباقي النماذج يجعله من النماذج الأكثر تحراً.

واعتبر كل من سيجتسا ومولينار (Sijtsma & Molenaar, 2002) أن نموذج موكن للتجانس الاطرادي نموذجاً جذاباً لسببين مهمين وهما :

- أ. تضمن هذه الطريقة إنتاج مقياس رتبي للأفراد عندما يناسب النموذج الفقرات.
- ب. يصلح للاستخدام إذا لم تتحقق مطابقة النماذج البارامترية للبيانات، إذ إنه يتضمن محددات أقل بالمقارنة مع النماذج البارامترية ثنائية وثلاثية المعالم.

ويعرض ميجر وبيبنك (Meijer & Baneke, 2004) دالة استجابة الفقرة وفق نموذج التجانس الاطرادي (MHM)، والشكل التالي يوضح ذلك.



الشكل 5. أشكال مختلفة لدالة الاستجابة على الفقرة وفق نموذج موكن الاطرادي

يبين الشكل السابق أشكالاً مختلفة لدالة الاستجابة للفقرة وفق نموذج موكن الاطرادي، حيث يبين الشكل أن احتمالية الاستجابة الصحيحة على الفقرة $P(\theta)$ تزداد بزيادة مستوى القدرة (θ) للمفحوصين، حيث إن $P(\theta)$ تقترب من الواحد الصحيح كلما زاد مستوى قدرة المفحوصين.

لقد بين آرك وسيجستما (Ark, Croon & Sijtsma, 2007) أن نموذج موكن يمكن تعريفه من خلال متوسطات معاملات التدرّيج، ويتم في البداية اختبار الفرضيات المتعلقة بمعاملات التدرّيج وتقييم هذه القيم الرقمية، ومن ثم يتم التأكد فيما إذا كانت هذه الفرضيات تحقق معايير نموذج موكن، والتحقق إذا ما كانت معاملات التدرّيج متساوية عبر الفقرات أو المجموعات، ومعاملات التدرّيج تفترض الاختبار العشوائي للمفحوصين من مجتمع الدراسة بحيث تكون قيم القدرة (θ) موزعه بشكل أكثر حرية، فالحاجة لمثل هذا الافتراض تكمن في أن معامل التدرّيج يُعرف نسبة إلى التوزيع الاحتمالي الهامشي المشترك للدرجات على الفقرة (Marginal joint probability distribution) وهذه المعاملات تعتمد بشكل مشترك على الفقرات والأفراد.

2. نموذج الإطار المضاعف ((Double Monotonicity Model(DMM): وهو النموذج

الثاني الذي تم اشتقاقه من نموذج موكن، حيث يقوم على نفس الافتراضات التي يقوم عليها نموذج التجانس الإطراي إضافة إلى اشتراط عدم تقاطع دوال استجابة الفقرات لمجموعة فقرات الاختبار، إذ يسمح لها بالتماس في المناطق المتطرفة، مما يجعل منه نموذجًا صعب التحقيق (Sijtsma, 1988). وفي هذا النموذج يتم ترتيب الأفراد تبعًا للقدرة (θ) حيث إنه يتضمن نموذج التجانس الإطراي، إضافة إلى إعطاء رتب للفقرات، إذ تعتبر خاصية مرتبطة بمجموعات الفقرات وليس الفقرات المفردة، والتي يعتبرها بعض الباحثين غرضًا أقل أهمية من السابق (Sijtsma & Molenaar, 2000). كما أنه لا يسمح بتقدير رقمي لمعلمة الصعوبة، وإنما ينظر لها على أنها سمة نظرية لاستجابة الفقرة التي تكون باتجاهين متعاكسين للرتب مما يجعل من هذا النموذج صعب التحقيق (Sijtsma & verweij, 1992).

إن الفرق بين نماذج استجابة الفقرة البارامترية واللابارامترية يكمن في الممارسة العملية حيث أن مجموع الدرجات على المقياس ككل أكثر أهمية من الدرجات على فقرات فردية، في بناء الاختبار، كما أن جودة الفقرات يجب تقييمها بهدف معرفة وتحديد الفقرات المناسبة التي من شأنها أن تشكل معاً اختباراً مفيداً، فعلى سبيل المثال فإن إحصائيات الفقرة في النظرية الكلاسيكية ترتبط بالدرجة الكلية المصححة، وفي نظرية استجابة الفقرة اللوجستية فإن الفقرات يمكن تقييمها على أساس الصعوبة، والتمييز والتخمين، علاوة على ذلك فإن دالة معلومات الفقرة يمكن استخدامها لتقييم دقة القياس لفقرة واحدة، وفي نموذج موكن اللابارامتري يتم استخدام نسبة التصحيح ومعامل تدريج الفقرة، كما أن الثبات في منحنى موكن لنظرية استجابة الفقرة يمكن أن يكون كنظير تمييز للفقرة في نظرية استجابة الفقرة اللوجستية وارتباط الفقرة بالدرجة الكلية المصححة في نظرية الاختبار الكلاسيكية (Meijer, Sijsma & Molenaar, 1995).

التطبيقات البارامترية واللابارامترية في نظرية الاستجابة للفقرة

لقد شاع استخدام نظرية استجابة الفقرة البارامترية من قبل الباحثين على الرغم من موانعها في تحليل البيانات ذات المستوى الرتبى، إلا أن مصداقية النتائج قد تكون موضع تساؤل عندما لا يتحقق فرض وقوع البيانات على مستوى القياس الفئوي، الأمر الذي تبرره نماذج استجابة الفقرة اللابارامترية والتي لا تضع قيوداً حول شكل دالة استجابة الفقرة، مما يثير التساؤل حول مدى مطابقة النوعين للبيانات التحصيلية التي يعتبرها البعض رتبية والبعض الآخر يعتبرها شبه فئوية، ومدى دقة النتائج التي تفرزها مثل هذه الاختبارات (Liang, 2010).

وتعد مطابقة البيانات ذات المستوى الرتبى للنموذج أحد الأمثلة على مشاكل المطابقة، ومن ثم على دقة النتائج. والدليل على ذلك ما قدمه بعض الباحثين من خلال تقديمهم لبعض الاعتراضات

على استخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية للبيانات الرتبية (التي تهدف إلى ترتيب الأفراد على متصل السمة)، فسمح البعض باستخدامها في حال توفرت افتراضات النظرية لجميع البيانات الرتبية (Crocker & Algina, 1986)، في حين ركز البعض على التمييز بين المقاييس الرتبية ومقاييس الفترة على الإحصاءات البارامترية مع تطوير الحلول المناسبة، وأوصى البعض باستخدام النماذج اللابارامترية في تحليل البيانات الرتبية لأن المقاييس التربوية نادراً ما تثبت أنها تتحلى بقوة خصائص مقاييس الفترة (Mokken & Lewis, 1982).

إن كبر حجم عينة الأفراد والفقرات التي يتطلبها تطبيق النظرية الحديثة في القياس (Crocker and Algina, 1986) والدالة الرياضية المعقدة التي تفترضها لكل نموذج من نماذجها، أظهرت الحاجة إلى توفر برامج الحاسوب التي تساعد في تحليل بياناتها. لقد ظهرت برامج حاسوبية كثيرة تستخدم في تحليل بيانات نماذج نظرية استجابة الفقرة، ففي عام 1985 صمم كل من مسلافي (Mislevy) وبوك (Bock) برنامج يسمى BILOG، وهو يعد أكثر البرامج قوة وفعالية ومرونة في تقدير معالم الفقرات والقدرة باستخدام الأرجحية القصوى الهامشية (MML: Marginal Maximum Likelihood)، وهذا البرنامج يستخدم لنماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية. وفي عام (1991) ادعى رامسي أن الإجراءات المستخدمة في تقدير برنامج (TESTGRAF) أسرع بـ (500) مرة من البرامج الأخرى دون خسارة في الكفاءة، وأنه يحتاج إلى حجم عينة وعدد فقرات أقل من البرامج الأخرى، حيث أن هذا البرنامج يستخدم لنماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية، كما انتشرت البرامج التي تساعد الباحثين في مختلف العلوم من إنجاز الأبحاث والتوصل السريع للنتائج. ومن بين هذه البرامج، برنامج توليد البيانات في علم القياس والتقويم حيث

تطورت برامج التوليد المتعلقة بنظرية استجابة الفقرة مع ظهور هذه النظرية في السبعينات من أجل تحديد خصائص وفعالية النماذج الرياضية وغيرها من الصيغ الرياضية التي تضمنتها هذه النظرية.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

مشكلة الدراسة :

هدفت هذه الدراسة إلى الكشف عن أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام النموذج الرباعي البارامترية ونموذج موكن اللابازامترية، والكشف عن مدى التوافق بينهما في تقدير معالم الأفراد والفقرات. لذلك قامت الباحثة باختيار عدد البدائل بسبب الأثر المدرك لتعددية البدائل على معالم الفقرات وقدرات الأفراد حسب ما هو موثق في الإطار النظري لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ إلا أن هذه الدراسة تتميز عن الدراسات السابقة بتناولها للنموذج الرباعي البارامترية وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية، فتغير عدد البدائل يفترض تغيير قيم معلمة التخمين للوهلة الأولى لشتى التوليفات مما يستتبعه تغير في تقديرات معلمة التمييز والصعوبة.

كما أن الاختلاف في تحديد مستوى القياس الذي تتبعه البيانات الناتجة عن الاختبارات التحصيلية المختلفة، واعتبارها شبه فتوية، والتعامل معها على هذا الأساس إحصائياً، يثير التساؤلات حول مسوغات استخدام نماذج استجابة الفقرة البارامترية مع مثل هذا النوع من الاختبارات، فهي تحدد شكل دالة الفقرة، وتستخدم في تدرج البيانات المستخرجة من تطبيق الاختبارات التحصيلية، حيث تصبح مصداقية هذه النتائج موضع تساؤل عندما لا يتحقق فرض أن البيانات تقع على مقياس فترة، مما يجعل من استخدام نماذج استجابة الفقرة اللابازامترية أكثر تبريراً من الجانب النظري. كما أنه من خلال اطلاع الباحثة على الدراسات السابقة أيضاً وجدت أن معظم الدراسات استخدمت نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية والقليل منها استخدم النماذج

اللابارامترية ؛ على الرغم من أن النماذج البارامترية تعد افتراضاتها أكثر صعوبة في تحقيقها مقارنة بنظيرتها اللابارامترية من مثل وقوع البيانات على مقياس فنوي، إضافة إلى ذلك فإن نماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية تفترض أن البيانات واقعة بمستوى القياس الرتبى. كما أنها تمتاز بالبساطة والسهولة في الوصول إلى النتائج حيث يمكن تطبيق اختبارات الإحصاء اللابارامتري لاستخلاص النتائج منها باستخدام المعاملات، والعمليات الحسابية البسيطة التي لا تستغرق وقتاً طويلاً في حين عدم توافر ذلك في اختبارات الإحصاء البارامتري والتي يتطلب استخلاص النتائج فيها توافر بعض المعلومات المتقدمة عن العمليات الحسابية والرياضية. وهو يعد من النماذج الأكثر تحراً، وهذا ما يميز هذا النموذج عن النماذج البارامترية ويجعله مبرر الاستخدام في قياس المفحوصين مما دفع الباحثة لتناول نموذج بارامتري ونموذج لا بارامتري في هذه الدراسة للمقارنة بينهما؛ وعلى الرغم من انتشار استخدام هذه النماذج إلا أنه لم يتم استخدام النموذج الرباعي البارامتري في الدراسات السابقة على الرغم من أن النموذج الرباعي البارامتري هو أعم من النماذج البارامترية جميعها، فهو يعد وسيلة لحل مشكلة التحيز لتقدير معالم الفقرات في الاختبارات، كما أنه يعمل على توفير القدرة للمفحوصين أكثر دقة من النماذج البارامترية الأخرى حيث يراعي عامل اللامبالاة (Carelessness)، لذلك يعد أداة مهمة في تحسين بناء الاختبارات. فقد أظهرت دراسة ين وهو وليو (Yen , Ho, Liao & Chen ;2012) أن النموذج اللوجستي الرباعي البارامتري ليس من دوره فقط الحد من سوء تقدير قدرة المفحوصين بسبب الإجابة الشاذة أو المفقودة في الاستجابات وإنما أيضاً يعمل على تحسين كفاءة الأداء للمفحوصين من خلال تقدير معلمة اللامبالاة، كما أكدت دراسة والر وريس (Waller& Reise ; 2010) أن النتائج التي يتم الوصول إليها من خلال استخدام النموذج الرباعي البارامتري هي نتائج ذات موثوقية عالية ومن هنا لجأت الباحثة إلى استخدام النموذج الرباعي البارامتري.

ونتيجة لما سبق يمكن القول بأن مشكلة الدراسة تكمن في الكشف عن أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري. وبالتحديد فإن هذه الدراسة تسعى للإجابة عن سؤال الدراسة الرئيس وهو: "ما أثر عدد البدائل على تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟"

ويتفرع عن هذا السؤال مجموعة من الأسئلة الفرعية تتمثل بالآتي:

السؤال الأول: ما أثر عدد البدائل على تقدير معالم الفقرات وفقاً لنموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟

السؤال الثاني: ما أثر عدد البدائل على التوافق على تقدير معلمة القدرة للأفراد باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟

السؤال الثالث: ما أثر عدد البدائل على التوافق في تقدير دالة معلومات الفقرة والاختبار ككل باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟

السؤال الرابع: ما أثر عدد البدائل على التوافق في تقدير منحنيات الخصائص للفقرة والاختبار ككل باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟

أهمية الدراسة:

تتمثل أهمية الدراسة في جانبين أحدهما نظري والآخر تطبيقي:

الجانب النظري

- الكشف عن أثر عدد البدائل في تقدير معالم الفقرات والأفراد باستخدام النموذجين

البارامتري (رباعي المعلمة) ونموذج موكن اللابارامتري، وكذلك الكشف عن درجة

التوافق بين النموذجين في تقدير المعالم المختلفة، بالإضافة إلى إمكانية الكشف عن

درجة التوافق بين النموذجين في دالة المعلومات للفقرات، ومنحنيات الخصائص

للفقرات وللإختبار ككل.

وأما فيما يتعلق بالجانب التطبيقي

- يمكن أن يستفيد مطورو الإختبارات من نتائج هذه الدراسة في تحديد النموذج المناسب

لاستخدامه في تحليل نتائج الإختبارات والذي تتصف نتائجه بالدقة والموضوعية.

- ويمكن أن تستفيد وزارة التربية والتعليم وتحديدًا قسم الإختبارات من نتائج هذه الدراسة

عن طريق تقديم النموذج الأكثر ملاءمة في تقدير معالم الفقرات ومعالم الإختبار.

- يمكن ان يستفيد الباحثون من نتائج تحليل دراساتهم من خلال استخدام النموذج.

التعريفات الاصطلاحية والإجرائية :

- نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية (PIRT): هي النماذج التي يكون فيها شكل دالة

استجابة الفقرة محدد، وتفترض أن البيانات التي يتم تحليلها واقعة بمستوى القياس

الفئوي، وتتمثل في هذه الدراسة باستخدام نموذج استجابة الفقرة الرباعي البارامترية

(4PL).

- نماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية (NIRT): وهي النماذج التي لا تحدد شكل

دالة استجابة الفقرة ، وتفترض أن البيانات التي يتم تحليلها واقعة بمستوى القياس الرتبى

والفئوي وتتمثل في هذه الدراسة باستخدام نموذج موكن اللابارامترية حيث يُستخدم هذا

النموذج لتحليل تدرج الاستجابات الثنائية، ودالة استجابة الفقرة له قد لا تأخذ شكلًا

لوجسنيًا مما يجعله غير مقيد للبيانات التجريبية، ويتيح إمكانية ترتيب الأفراد تبعًا

لمستوى القدرة باستخدام الدرجة الكلية.

- عدد البدائل (Number of Alternatives): وهي عدد الاستجابات الممكنة التي تحتوى على استجابة واحدة صحيحة واستجابات أخرى خاطئة تسمى المموهات. وتم في هذه الدراسة استخدام عدد البدائل (بديلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل).
- تقدير معلم القدرة (Estimation of Ability Parameter): وهي قيمة تدريجية تنتج من تطبيق الدالة الرياضية لنموذج موكن اللابارامتري والنموذج رباعي المعلم البارامتري عند استجابة المفحوص على فقرات أداة الدراسة، وهي تنتج لكل مفحوص لوحده، وتختلف من مفحوص لآخر.
- تقدير معالم الفقرات (Estimation of Items Parameters): وهي قيم تدريجية تنتج من تطبيق الدالة الرياضية لنموذج موكن اللابارامتري والنموذج رباعي المعلم البارامتري، وتتمثل هذه القيم في معلم صعوبة الفقرة ومعاملات التدرج (معلم التمييز) ومعلم التخمين ومعلم الحد التقاربي الأعلى.
- التوافق: مأخوذة من وفق الشيء أي لائمه، وقد وافقه موافقه، وإتفق معه توافقاً. وفي هذه الدراسة يعبر عن حجم الارتباط بين النموذجين.
- Kernel Smoothing (KS): هي تقنية تشير إلى تقدير الانحدار اللامعلمي بالاعتماد على نظرية الاستجابة للفقرة بحيث تتيح تنظيم المفحوصين وفق تقدير القدرة، وهي تستخدم أيضاً في تقدير منحنيات (ICCs) اللابارامتري، وتمتاز ببساطة حسابها من خلال توفر البرامج الحاسوبية المجانية (TESTGRAF)، والذي يتم من خلاله تقدير دالة الاستجابة للفقرة $p_i(\theta)$ ، بالإضافة إلى إمكانية استخدامها لبيانات ثنائية

إسمية. كما أنها تقوم بحساب $p_i(\theta_q)$ والذي يدل على احتمالية الإجابة الصحيحة على
الفقرة i عند مستوى القدرة q .

- النموذج رباعي المعلم البارامترى (Four Parameter Parametric Model): وهو
أحد نماذج استجابة الفقرة البارامترية حيث يستخدم لتحليل تدرج الاستجابات الثنائية،
ودالة الاستجابة للفقرة فيه تأخذ شكلاً لوجستياً.

محددات الدراسة:

اقتصر تطبيق هذه الدراسة على التالي :

- 1- اقتصرت الدراسة على أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد وال فقرات باستخدام النموذج
الرباعي البارامترى ونموذج موكن اللابارامترى.
- 2- أجريت هذه الدراسة باستخدام طريقة المحاكاة (simulation) حيث تم استخدام بيانات
مولدة افتراضية تم توليدها باستخدام برنامج (WINGEN).
- 3- اقتصرت طرق التقدير المستخدمة في هذه الدراسة، على طريقة تقدير الأرجحية العظمى
الهامشية (Marginal Maximum Likelihood) MML لتقدير معالم الفقرة ومعلمة
القدرة للمنحى البارامترى وطريقة التقدير Kernel Smoothing لتقدير معالم الفقرة
ومعلمة القدرة للمنحى اللابارامترى وفقاً لنموذج موكن Mokken.
- 4- اقتصرت التوزيع المستخدم في هذه الدراسة على التوزيع الطبيعي (0,1) لمعلمة القدرة
ومعلمة الصعوبة، والتوزيع المنتظم لمعلمتي التمييز والتخمين.
- 5- اقتصرت الدراسة على استخدام نماذج النظرية الحديثة في القياس والمتمثلة بـ: النموذج
رباعي المعلم البارامترى الذي يعبر عن لامبالاة الطالب المتفوق في الإجابة بحيث لا يجيب
عن الفقرات السهلة جداً أو يجيب عنها إجابة خاطئة.

الفصل الثاني

الدراسات السابقة

تم في هذا الفصل تقديم عرض للدراسات المتعلقة بموضوع الدراسة، فمنها تناول الحديث عن النماذج البارامترية، ومنها تناول الحديث عن النماذج اللابارامترية، وبعضها الآخر قارن بين النموذجين. يلي هذه الدراسات التعقيب عليها.

أولاً: الدراسات المتعلقة بالنماذج البارامترية

فقد أجرى ين، وهو، ولایو، وجین وكایو (Yen, Ho, Liao, Chen & Kuo, 2012) دراسة عن استجابات المفحوصين على الاختبار الذي تتم الإجابة عن فقراته بالتخمين مما يتسبب بأخطاء في تقدير قدرات المفحوصين، وبالتالي هذه البيانات قد لا تعكس الواقع، وفيها اعتمد الباحثون على الاختبارات التكيفية المحوسبة، لذا قاموا ببناء اختبار تكيفي محوسب يلغي أثر الاستجابات الشاذة من خلال الاعتماد على النموذج رباعي المعلمة بوصفه أداة (آلية) تحسن بناء الاختبارات التكيفية، تم تطبيق الاختبار التكيفي بواقع أربعة نماذج، وكل نموذج بواقع (30) فقرة على عينه مقدارها (13000) مفحوص بمستويات قدرة مختلفة، وقد أظهرت نتائج هذه الدراسة أن النموذج اللوجستي رباعي المعلمة ليس من دوره فقط الحد من سوء تقدير قدرة المفحوصين بسبب الإجابة الشاذة أو المفقودة في الاستجابات، وإنما أيضا تحسين كفاءة القياس. كما أظهرت النتائج فعالية النموذج اللوجستي رباعي المعلمة في تحسين الاختبار التكيفي بإعادة تنظيم فقراته وفق معالمها بحيث تكون درجة المفحوص المقدرة على الاختبار أقرب إلى قدرة المفحوص الفعلية.

كما أجرى الشريفين وطعامنة (2009) دراسة هدفت للكشف عن أثر عدد البدائل في اختبار الاختيار من متعدد في دقة تقديرات القدرة للأفراد، ودقة تقديرات الصعوبة للفقرات، واقتراح المعلومات للفقرات والاختبار، ولتحقيق أهداف الدراسة تم بناء اختبار تحصيلي من نوع الاختيار من متعدد في الرياضيات لطلبة الصف العاشر الأساسي، تكون الاختبار بصورته النهائية من (40) فقرة، وتم تشكيل ثلاث صور للاختبار تختلف فقط في عدد بدائل فقراتها، فكانت ثلاثة بدائل لفقرات الصورة الأولى، وأربعة بدائل لفقرات الصورة الثانية، وخمسة بدائل لفقرات الصورة الثالثة، طبقت صور الاختبار على عينة مكونة من (600) طالب وطالبة بواقع (200) طالب وطالبة لكل صورة، ثم حلت الاستجابات على كل صورة من صور الاختبار بشكل مستقل باستخدام برنامجي (BIGSTEPS) و (BILOG-MG)، وأظهرت النتائج عدم وجود فروق دالة إحصائية بين متوسطات الأخطاء المعيارية في تقديرات معالم الصعوبة للفقرات، وبين معاملات ثبات الأفراد تعزى لعدد البدائل، كما أظهرت وجود فروق دالة إحصائية بين متوسطات الأخطاء المعيارية في تقديرات معالم القدرة للأفراد، حيث كانت التقديرات أكثر دقة لقدرات أفراد الصورة الأولى للاختبار منها لقدرات أفراد الصورة الثالثة له، وكانت التقديرات لقدرات أفراد الصورة الثانية أكثر دقة منها للصورة الثالثة، بينما لم تختلف دقة تقديرات معالم القدرة للأفراد لكل من الصورتين الأولى والثانية، إضافة إلى ذلك أعطت الصورة الأولى كمية معلومات أكبر من الصورتين الثانية والثالثة عند مستويات القدرة المنخفضة، بينما أعطت الصورة الثالثة للاختبار كمية أكبر من المعلومات عند مستويات القدرة المتوسطة والمرتفعة من الصورتين الأخريين، كما بينت النتائج وجود فروق دالة إحصائية بين معاملات صدق المحك ولصالح الصورة الثانية للاختبار.

وقام المصري (2009) بدراسة هدفت إلى المقارنة بين أثر شكلين من أشكال فقرات الاختبار هما: الاختيار من متعدد، والتكميل على كل من تقدير قدرات المفحوصين (0)، والخطأ المعياري في تقديرها، والخصائص السيكومترية للفقرات في ضوء نظرية استجابة الفقرة (معلمة الصعوبة ومعلمة التخمين والخطأ المعياري في تقدير كل منها)، ولتحقيق هدف الدراسة تم بناء اختبار في الثقافة الحاسوبية لطلبة الصف الأول الثانوي تكون في شكله النهائي من (40) فقرة تم صياغة كل منها مرة على شكل اختيار من متعدد بأربعة بدائل ومرة على شكل أسئلة تكميل، طبق الاختبار بشكله على عينتين عشوائيتين تبعاً للنوع الاجتماعي وعنقوديتين على مستوى المدرسة. استخدمت المعالجات الإحصائية المناسبة للتأكد من مطابقة البيانات لافتراضات نظرية استجابة الفقرة والمتمثلة بأحادية البعد والاستقلال الموضوعي وتم الكشف عن مطابقة البيانات للنموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة لاستخدامه في تحليل البيانات في هذه الدراسة، وبعد ذلك تم تقدير قدرات الأفراد (المفحوصين) والخطأ المعياري في تقديرها كما تم تقدير معالم صعوبة وتمييز الفقرات والخطأ المعياري في تقدير كل منها كما تم حساب دالة معلومات الاختبار في كل شكل من شكل الاختبار والخطأ المعياري في عملية الحساب. أظهرت النتائج أنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية في تقدير قدرات الأفراد يعزى إلى شكل فقرات الاختبار، ووجود فرق ذو دلالة إحصائية في الوسطين الحسابيين لدالة معلومات الاختبار يعزى إلى شكل فقرات الاختبار ولصالح فقرات التكميل، ووجود فرق ذو دلالة إحصائية في تقدير صعوبة الفقرات يعزى إلى شكل فقرات الاختبار ولصالح فقرات التكميل، ووجود فرق ذو دلالة إحصائية في الخطأ المعياري لتقدير صعوبة الفقرات يعزى إلى شكل فقرات الاختبار ولصالح فقرات التكميل، ووجود فرق ذات دلالة إحصائية في تقدير تمييز الفقرات يعزى إلى شكل فقرات الاختبار ولصالح فقرات التكميل.

أما النهود (2006) فقد قام بدراسة هدفت إلى الكشف عن أثر طريقة خلط فقرات ذات بدائل مختلفة العدد لأسئلة الاختيار من متعدد على صعوبة وتمييز الفقرة وثبات الاختبار، تكون مجتمع الدراسة من جميع طلاب وطالبات الصف السابع الأساسي في لواء البادية الشمالية الغربية في محافظة المفرق، وكان عددهم (1688) طالباً وطالبة. أما عينة الدراسة فتكونت من (444) طالباً وطالبة موزعين على (16) شعبة. تكونت أداة البحث من اختبار تحصيلي من نوع الاختيار من متعدد من خمسة بدائل. وقد تكونت الأداة في صورتها النهائية من أربعة نماذج من خلال خلط الفقرات ذات الخمسة بدائل مع الفقرات ذات الأربعة بدائل والتي تكونت بحذف البديل الأضعف من الفقرات ذات الخمسة بدائل وينسب مختلفة وبواقع (36) فقرة لكل نموذج. كشف التحليل الاحصائي الخاص بمقارنة متوسطات معاملات صعوبة الفقرات عن عدم وجود فروق دالة احصائياً بينها، وعدم وجود فروق دالة احصائياً بينها عند مقارنة متوسطات معاملات التمييز. أما بالنسبة لمعاملات الثبات فقد تم تقديرها بطريقة الاتساق الداخلي باستخدام معادلة كودر وكانت قيم هذه المعاملات (0.86) للنموذج الأول، والنموذج الثاني (0.82)، والنموذج الثالث (0.30) و (0.76) للنموذج الرابع .

وأجرى فرانسيسكو وأوليا وفيسنتي (2001) (Francisco , Olea & Vicente) دراسة هدفت للكشف عن أثر عدد البدائل المثلى في فقرات الاختيار من متعدد، والإجراء الذي طبق كان يستند على نظرية الاستجابة للفقرة وحاجتها فقط لعينة واحدة، وعملياً تم إجراء اختبار لمفردات اللغة الإنجليزية مكون من (221) فقرة التي لها (5) بدائل على (452) فرداً، وبشكل متتال فقد تم إعادة تدوير إجاباتهم لأسوأ البدائل لـ (3/2/1) لتوليد إجابات افتراضية لفقرات البدائل (4/3/2)، وتم تحليل التعديلات على متغيرات الفقرات وأداء معلومات الاختبار وقياس القدرة، وقد كانت أسوأ

النتائج لل فقرات ذات البديلين، في حين أن النتائج في فقرات ذات (3 أو 4) بدائل لا تكاد تختلف عن تلك التي في الاختبار الأصلي ذي إل (5) بدائل، وفي حالة الفقرات ذات البدائل (3) فإن دور المعرفة الجزئية كان أقل أهمية، واعتبرت فقرات البدائل (3) أفضل الخيارات، كما تم نقاش آثار عدد البدائل على قياس القدرة.

كما قام كل من ريكس ومارك (Reckase & Mark, 1978) بإجراء دراسة هدفت إلى مقارنة دقة تقدير معلم القدرة ومعالم الفقرة في نموذج راش والنموذج اللوجستي الثلاثي، حيث تم استخدام أسلوب المحاكاة والحصول على بيانات مولده لمعالم القدرة، ومعالم الفقرات. وقد أظهرت نتائج الدراسة أن النموذج اللوجستي الثلاثي قد طابق بيانات الاختبار بشكل أفضل من نموذج راش، وأن التباين في تقدير معلم القدرة لنموذج راش كان أكبر من تباين تقدير معلم القدرة للنموذج اللوجستي الثلاثي اللوجستي، كما أظهرت نتائج الدراسة أن النموذج اللوجستي الثلاثي يتطلب حجوم عينات أكبر لمعايرة الفقرات منه لنموذج راش، كما أظهرت النتائج وجود ارتباط عالٍ بين تقديرات القدرة وفق النموذجين لمعظم البيانات، وأن نموذج راش يفضل استخدامه في حالة العينات الصغيرة.

ثانياً: الدراسات المتعلقة بالنماذج اللابارامترية

فقد أجرى دلوع (2013) دراسة هدفت إلى بيان مدى التوافق بين النموذج الثلاثي المعلمة البارامترية ونموذج موكن اللابارامترية لنوعين من فقرات اختبار تحصيلي هما (الاختبار من متعدد، صح/خطأ)، وباستخدام اختبار تحصيلي في الرياضيات لطلبة الصف التاسع الأساسي للعام 2013/2012، التابعين لمدارس وزارة التربية والتعليم بمنطقة إربد في لواء المزار الشمالي. تكونت عينة الدراسة من (1185) طالباً. ولتحقيق أغراض الدراسة تم التحقق من جودة الاختبار

واستخراج دلالات صدقه وثباته من خلال تطبيقه على عينة استطلاعية، حيث كانت قيمة معامل الصدق المحكي التلازمي للاختبار (الاختبار من متعدد) قد بلغت قيمته 0.88، كما بلغت قيمة معامل الصدق المحكي التلازمي للاختبار (صح/خطأ) 0.84، كما أن قيمة معامل ثبات الاتساق الداخلي للاختبار (الاختبار من متعدد) قد بلغت قيمته 0.89، كما بلغت قيمة معامل ثبات الاتساق الداخلي للاختبار (صح/خطأ) 0.85، وقد تكون الاختبار بصورته النهائية من (37) فقرة جاهزة للتطبيق على عينة الدراسة. أظهرت نتائج الدراسة وجود توافق بين النموذج البارامترى ثلاثي المعلمة ونموذج موكن اللابارامترى من حيث فقرات اختبار (اختبار من متعدد)، وقد تم حساب نسبة الاتفاق بين النموذجين ثلاثي المعلمة البارامترى وموكن اللابارامترى؛ حيث بلغت قيمتها 86.49%، كما أظهرت النتائج أن قيمة الثبات الأمبريقي للاختبار (اختبار من متعدد) وفقاً للنموذج ثلاثي المعلمة البارامترى بلغت 0.95، وقيمة الثبات للاختبار وفقاً لنموذج موكن اللابارامترى كانت 0.89. كذلك بينت الدراسة أن هناك توافقاً بين النموذج البارامترى ثلاثي المعلمة ونموذج موكن اللابارامترى من حيث فقرات الاختبار (صح/خطأ) وقد تم حساب نسبة الاتفاق بين النموذجين ثلاثي المعلمة البارامترى وموكن اللابارامترى؛ حيث بلغت قيمتها 94.59%، وأن قيمة الثبات الأمبريقي للاختبار (صح/خطأ) وفقاً لنموذج ثلاثي المعلمة البارامترى بلغت 0.83، وقيمة الثبات للاختبار وفقاً لنموذج موكن اللابارامترى قد كانت 0.72. حيث بينت الدراسة أن نموذج موكن أكثر تشدداً في افتراضاتها الأساسية لمطابقة فقرات الاختبار، وأن نموذج ثلاثي المعلمة البارامترى أكثر تشدداً في افتراضاتها الأساسية لمطابقة عدد الأفراد، على نحو يبين أن نموذج موكن ذو اهتمام أكثر بالفقرات، ونموذج ثلاثي المعلمة ذو اهتمام أكثر بقدرات الأفراد. كذلك بينت الدراسة أن كمية

المعلومات التي يقدمها نموذج ثلاثي المعلمة أكبر من كمية المعلومات التي يقدمها نموذج موكن وفي كلا الاختبارين (الاختيار من متعدد، صح/خطأ).

وقام كل من سيجتسما وايمونز وبوميستر ونكليشك وروبرا (Sijtsma, Emons, 2007) بدراسة تحليلية لنظرية استجابة الفقرة اللابارامترية لأبعاد مقياس جودة الحياة وتطبيقاته على مقياس جودة ورفاهية الحياة لمنظمة الصحة العالمية، حيث هدفت الدراسة للكشف عن قدرة نموذج التجانس الاطرادي اللابارامتري لنموذج موكن في تقويم وإنشاء تدريجات جزئية أحادية البعد مستلة من المقياس الأصلي متعدد الأبعاد ذي الفقرات المتعددة، والذي تم تحليله باستخدام نموذج الاستجابة للفقرة المتدرج. تم تطبيق المقياس على مجموعة من طلبة علم النفس التربوي في جامعة تيلبرغ على مجموعتين متساويتين من الرجال والنساء تزيد أعمارهم عن 30 سنة من الهولنديين. أظهرت النتائج أن النموذج اللابارامتري أنتج تدريجات أحادية البعد لكل بعد من أبعاد المحتوى، كما أظهرت بعض الفقرات معاملات تدريج محدودة تبعاً لباقي الفقرات ضمن نفس التدرج. كما رفضت نتائج تحليل النموذج البارامتري بعض الفقرات، إلا أن النتائج النهائية أظهرت أن النموذج اللابارامتري للتجانس الاطرادي لموكن كان الأنسب والأكثر مطابقة للبيانات ضمن سياق جودة ورفاهية الحياة.

أما رامسي (Ramsay, 1991) فقد قدم دراسة سعت للكشف عن درجة استخدام نموذج كيرنال في نموذج موكن اللابارامتري، وفي تقدير معالم الأفراد (القدرة)، والكشف عن مدى إمكانية تطبيق هذه النماذج في الاختبارات المختلفة. ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج كيرنال على مجموعة من الاختبارات التي تضم متغيرات ثنائية، وقد أظهرت نتائج الدراسة أن نماذج كيرنال من أهم النماذج اللابارامترية الشائعة في نموذج موكن اللابارامتري باستخدام النماذج اللوجستية ثلاثية

المعلم، كما بينت الدراسة عدم وجود فقدان للبيانات؛ والسبب في ذلك هو دقة تقدير معالم الأفراد في الاختبارات ثنائية التدريج.

ثالثاً: دراسات تتضمن المقارنة بين النموذج البارامترى والنموذج اللابارامترى

أجرت مناصر (2014) دراسة هدفت إلى تقدير خصائص توزيع قدرات الأفراد ومعالم الفقرات للاختبار الوطني لضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية واللامعلمية، وإجراء مقارنة بين النماذج المستخدمة: النموذج الثلاثي المعلمة والنموذج الرباعي المعلمة ونموذج موكن اللامعلمي. ولتحقيق هدف الدراسة تم الحصول على بيانات اختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة الذي يتألف من 25 فقرة من نوع الاختيار من متعدد. تكونت عينة الدراسة من (1010) طالباً وطالبة من طلبة الصف الرابع الأساسي ممن طُبّق عليهم الاختبار في مدارس المملكة الأردنية الهاشمية الحكومية، والخاصة، والمدارس التابعة لوكالة الغوث، والمدارس التابعة لمديرية التعليم والثقافة العسكرية للعام الدراسي 2011/2012. كشفت نتائج الدراسة عن وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) في المتوسطات الحسابية لمعالم التمييز للفقرات بين النموذج المعلمي الثلاثي والنموذج اللامعلمي الثلاثي لصالح النموذج المعلمي الثلاثي؛ وبين النموذج المعلمي الرباعي والنموذج اللامعلمي الثلاثي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي، وبين النموذج المعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الرباعي لصالح النموذج المعلمي الثلاثي. كما أظهرت نتائج الدراسة وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية لمعالم الصعوبة للفقرات بين النموذج اللامعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الرباعي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي، وبين النموذج اللامعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الثلاثي لصالح النموذج

اللامعلمي الثلاثي. وأظهرت النتائج عدم وجود فروق دالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لمعالم التخمين لل فقرات تعزى للنموذج المستخدم. كما أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) بين تقديرات الخطأ المعياري في تقديرات القدرة بين النموذج المعلمي الرباعي والنموذج المعلمي الثلاثي لصالح النموذج المعلمي الرباعي، وبين النموذج اللامعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الثلاثي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي. أما فيما يتعلق بمدى التوافق في الرسوم البيانية لدوال المعلومات لكل فقرة من فقرات الاختبار ودالة معلومات الاختبار، فقد أظهرت النتائج عدم وجود توافق بين دوال المعلومات لكل فقرة من فقرات الاختبار ودالة معلومات الاختبار ككل تبعاً لاختلاف النموذج المستخدم. فقد قدم النموذج الثلاثي اللامعلمي أكبر كمية من المعلومات عند جميع مستويات القدرة مقارنة بالنماذج المعلمية الثلاثي والرباعي، في حين أن النموذج المعلمي الثلاثي وفر كمية من المعلومات أعلى عند مستويات القدرة المرتفعة مقارنة بالنموذج المعلمي الرباعي، وأعطى النموذج المعلمي الرباعي كمية من المعلومات أعلى عند مستويات القدرة المنخفضة على مستوى الفقرة والاختبار ككل. وأخيراً أظهرت النتائج وجود توافق بين منحنيات خصائص الفقرة ومنحنى خصائص الاختبار تبعاً لاختلاف النموذج المستخدم دون وجود إخلال بافتراض اطرادية السمة في النماذج الثلاثة المعلمية واللامعلمية. وعلى وجه الخصوص كان التوافق أعلى ما يمكن بين النموذجين الثلاثي والرباعي المعلميين.

فقد أجرى القيسي (2013) دراسة هدفت إلى مقارنة دقة تقدير معالم الفقرة والقدرة باستخدام نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية واللابارامترية باختلاف حجم العينة وطول الاختبار اعتماداً على مؤشري دقة القياس التحيز (BIAS)، والجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE) (Root Mean Square Error)، ولتحقيق اغراض الدراسة تم توليد قدرات أفراد

لعينات حجمها 100، 250، 500، 1000، فرد من توزيع طبيعي بوسط حسابي يساوي صفر وانحراف معياري 1. وبالاعتماد على معلمة القدرة تم توليد اختبارات وفقاً للتصنيف التالي (20، 40، 60) فقرة تحت افتراض التوزيع الطبيعي لصعوبة الفقرات بوسط حسابي مقداره (0) وانحراف معياري مقداره (1)، باستخدام برنامج توليد البيانات WinGen. استخدمت برمجية BILOG-MG لتقدير معالم الفقرة والقدرة باستخدام طريقة الأرجحية العظمى الهامشية MML البارامترية ومن ثم تمت مقارنة المعالم المقدرة مع المعالم الحقيقية (المولدة) باستخدام مؤشري التحيز (BIAS) والجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE)، ثم تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين المعالم الحقيقية والمقدرة كمؤشر ثقة، واستخدمت برمجية TESTGRAF لتقدير معالم الفقرة والقدرة باستخدام طريقة تنعيم النواة KS اللابارامترية، ومن ثم تمت مقارنة المعالم المقدرة مع المعالم الحقيقية (المولدة) باستخدام مؤشري التحيز (BIAS) والجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE)، ثم تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين المعالم الحقيقية والمقدرة كمؤشر ثقة. وقد اظهرت نتائج الدراسة بأن قيم معاملات الارتباط بين معلمة القدرة (θ) الحقيقية ومعلمة القدرة (θ) المقدرة بالطريقة البارامترية والمقدرة بالطريقة اللابارامترية قد كانت موجبة ودالة احصائياً ويمكن تصنيفها بالعالية، كما اظهرت نتائج الدراسة بأن قيم معاملات الارتباط بين المعالم الحقيقية (a, b, c) والمعالم المقدرة بالطريقة البارامترية قد كانت موجبة ودالة احصائياً وعالية، وهي أكبر من معاملات الارتباط بين المعالم الحقيقية والمعالم المقدرة بالطريقة اللابارامترية في جميع حالات الدراسة تقريباً، وفيما يتعلق بمؤشرات الدقة في القياس، فقد اشارت النتائج إلى أن قيم التحيز وقيم الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ لتقديرات معالم الفقرة والقدرة بالطريقة البارامترية أقل منها في الطريقة اللابارامترية في جميع حالات الدراسة تقريباً، كما يلاحظ من خلال نتائج تحليل التباين

الثلاثي للقياسات المتكررة لتقديرات معلمة الفقرات (a) ومعلمة القدرة (θ) وجود فروق دالة احصائيًا بين المتوسطات الحسابية لقيم مؤشر التحيز BIAS لتقديرات معلمة الفقرات (a) ومعلمة القدرة (θ) المقدرة تعزى لتفاعل نوع النموذج المستخدم (بارامتري، لابارامتري) مع متغيري (طول الاختبار وحجم العينة)، كما يلاحظ من خلال نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لتقديرات معلمتي الفقرات (b, c) عدم وجود فروق دالة احصائيًا بين المتوسطات الحسابية لقيم مؤشر التحيز BIAS لتقديرات معلمتي الفقرات (b, c) المقدرة تعزى لتفاعل نوع النموذج المستخدم (بارامتري، لابارامتري) مع متغيري (طول الاختبار وحجم العينة). وأما ما يتعلق بمؤشر الدقة في القياس RMSE فقد أشارت النتائج إلى أن قيم متوسطاتها لطريقة التقدير البارامترية فيما يخص معالم الفقرات (a, b, c) ومعلمة القدرة (θ) كانت أقل من متوسطاتها لطريقة التقدير اللابارامترية في كل حالات الدراسة، وأن هذا الفرق يقل كلما زاد حجم العينة وطال الاختبار. أما بالنسبة إلى مدى التوافق كمؤشر ثقة فقد أشارت النتائج إلى أن مدى التوافق بين قيم تقديرات معلمة القدرة (θ) لفقرات الاختبار ذي البيانات المولدة المقدره حسب الطريقة البارامترية وبين قيم تقديرات معلمة القدرة الحقيقية قد كانت أكبر من مدى التوافق بين قيم تقديرات معلمة القدرة (θ) لفقرات الاختبار ذي البيانات المولدة المقدره حسب الطريقة اللابارامترية. أما بالنسبة لمدى التوافق كمؤشر ثقة لمعالم الفقرات، فقد أشارت النتائج إلى أن مدى التوافق بين قيم تقديرات معالم الفقرات (a, b, c) لفقرات الاختبار ذي البيانات المولدة المقدره حسب الطريقة البارامترية وبين قيم تقديرات معالم الفقرات قد كانت أكبر من مدى التوافق بين قيم تقديرات معالم الفقرات (a, b, c) لفقرات الاختبار ذي البيانات المولدة المقدره حسب الطريقة اللابارامترية.

كما قامت المومني (2012) بإجراء دراسة هدفت إلى الكشف عن النموذج الأفضل في مطابقة فقرات الاختبار التحصيلي من نوع الاختيار من متعدد من خلال مقارنة نتائج تحليل البيانات باستخدام النموذج البارامترى ثنائي المعلمة مع نتائج تحليل البيانات باستخدام نموذج موكن للتجانس الاطرادي اللابارامترى. وقد تم استخدام اختبار في الرياضيات كأداة للدراسة. تكونت عينة الدراسة من (834) طالبة من طالبات الصف العاشر الأساسي للفصل الدراسي الثاني للعام (2010/2011) يدرسن في المدارس الحكومية التابعة لمديرية التربية والتعليم لمنطقة إربد الأولى. أظهرت النتائج أن نموذج موكن للتجانس الاضطرابي اللابارامترى كان الأفضل في مطابقة فقرات الاختبار، حيث تحققت جميع افتراضات النظرية لجميع فقرات الاختبار، وقد كانت جميع معاملات تدرج أزواج الفقرات موجبة، وجميع معاملات تدرج الفقرات أكبر من (0.3) ومعامل التدرج الكلي (0.66) وهي قيمة تدل على قوة التدرج. غير أن اختبار الاطرادية أظهر ضعفاً في بعض الفقرات التي امتلكت انتهاكات دالة احصائياً لهذا الفرض الأساسي لنموذج التجانس الاطرادي، لذا تم حذف خمس فقرات مثلت انتهاكات دالة احصائياً لاختبار الاطرادية. كما بينت النتائج التي تم استخراجها باستخدام برنامج (Bilog - MG) الضعف النسبي للنموذج ثنائي المعلمة البارامترى في مطابقة فقرات الاختبار.

أجرت لاي ودونبار وكولن (Lei, Dunbar and Kolen, 2004) دراسة في أبوا بالولايات المتحدة الأمريكية؛ حيث هدفت إلى المقارنة بين النموذج البارامترى المتعدد الخيارات ونموذج كيرنال اللابارامترى لتقدير خصائص المفحوصين، ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام معيار تطبيقي تمثل في الكشف عن مدى استقرار تقديرات المنحنى في حالة تمثيلها بيانياً وبشكل عشوائي. وتم دراسة أثر زيادة معلم التبسيط على النموذج اللابارامترى وأثر صغر حجم العينة

على النموذجين. أظهرت نتائج الدراسة وجود اختلافات جزئية بالنسبة للاستقرار ضمن النموذج، وأظهرت النتائج أن النموذجين تشابه في نفس أسلوب وقياس تحليل الفقرة، كما بينت النتائج أن تقديرات خصائص الأداء كانت متماثلة بغض النظر عن حجم العينة.

وأجرى ميجر وبانيك (Meijer & Baneke, 2004) دراسة هدفت إلى توضيح الفائدة المرجوة من نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية بهدف بناء وتحليل مقاييس الشخصية والمعالجة النفسية والاختبارات، حيث تناول الباحثين قابلية تطبيق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة اللابارامترية لبناء وتحليل مقاييس الشخصية والمعالجة النفسية واختلاف هذه النماذج مع نماذج استجابة الفقرة البارامترية. ولغايات جمع البيانات تم استخدام وتحليل بيانات من الترجمة الهولندية الرسمية لمقياس (MMPI-2) والذي يتكون من (33) فقرة تقيس مستويات مختلفة من الإكتئاب. بعد ذلك تم جمع البيانات من خلال تطبيقها على المرضى النفسيين والمجرمين في هولندا. وتكونت العينة من (439) فرداً بمتوسط عمر (32.5) عام وكان (69%) منهم من الذكور. يتألف مقياس (MMPI-2) كاملاً من (567) فقرة، وتم استخدام التقييم الأصلي لل فقرات في الدراسة. وقد أظهرت نتائج الدراسة أنه عبر استخدام النماذج اللابارامترية لنظرية استجابة الفقرة، يمكن الحصول على معلومات حول أداء الفقرات الأكثر صعوبة مقارنة بالنماذج البارامترية. كما أظهرت النتائج أن تلك النماذج هي نماذج مفيدة في استكشاف بنية البيانات. وقد اوصى الباحثون عند تحليل بيانات الشخصية والعلاج النفسي استخدام نماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية.

أما كونيغ وسيجتسما وهامرز (Koning, Sijtsma & Hamers, 2002) فقد قاموا بإجراء دراسة هدفت إلى المقارنة بين نموذجين بارامتريين وآخرين لابارامتريين من نماذج الاستجابة للفقرة للتعرف على الفائدة المرجوة منها في تحليل البيانات التجريبية للاختبار. تكونت عينة الدراسة

من (478) طالبا وطالبة من طلبة الصف الثالث الأساسي. وقد تم تحليل البيانات باستخدام النماذج التالية: النموذج البارامتري أحادي المعلمة، ونموذج فيرهلست البارامتري (Verhelst model)، ونموذج موكن للتجانس الاطرادي، ونموذج موكن المضاعف الاطرادي. أظهرت النتائج أفضلية للجمع بين النماذج البارامتري واللابارامتري، حيث قدمت النماذج اللابارامتري تدريجات رتبة للفقرات والأفراد، كما قدمت النماذج البارامتري معلومات مفيدة حول خصائص الفقرات بالإضافة لفائدتها في بعض الجوانب التطبيقية كمعايرة درجات الاختيار والاختبارات التكيفية. فكلما النوعين من النماذج قدم معلومات مختلفة باستخدام إحصائيات مختلفة، حيث دعت الدراسة إلى الجمع بين النموذجين لتحسين نوعية الاختبار وجودته.

تعقيب على الدراسات السابقة:

من خلال إطلاع الباحثة على الدراسات السابقة ذات الصلة بموضوع الدراسة وجدت أن بعضها هدف إلى المقارنه بين النماذج البارامتري واللابارامتري، ومن هذه الدراسات دراسة مناصره (2014)، ودراسة المومني (2012)، والقيسي (2013)، ودلوع (2013)، ودراسة ميجر وبانيل (Meijer & Banele, 2004)، ودراسة كونيغ وسيجستما وهامرز (Sijtsma & Hamers, 2002)، ولاي ودونبار وكولن (Koning & 2002)، ولاي ودونبار وكولن (Lei, Dunbar and Kolen, 2004)، وسيجستما وإيمونز ويومستر ونكليشك ورودرا (Sijtsma, Emons, Boumeester, Nyklicek & Rodra, 2007)، وبعضها هدف إلى المقارنة بين نماذج استجابة الفقرة البارامتري كما في دراسة الشريفيين وطعامنة (2009)، ودراسة المصري (2009)، والنهود (2006)، ودراسة ين، وهو، ولايو، وجين وكايو (Yen, Ho, Liao, Chen & Kuo, 2012) ودراسة ريكيس ومارك (Reckase & Mark, 1978)، ودراسة فرانيسكو، أوليا وفيسنتي (Francisco, Olea & Vicente, 2001) أما دراسة

النهود (2006)، ودراسة فرانسيسكو، أوليا. وفيسنتي (Francisco , Olea & Vicente, 2001)، وبعضها هدف إلى الكشف عن فاعلية النماذج اللابارامترية مثل دراسة رامسي (Ramsay, 1991)، ودراسة سيجتسما وايمونز وبوميستر ونكليشك ورودرا (Sijtsma ,Emons, Boumeester, Nyklicek & Rodra, 2007)، ودراسة دلوع (2013): أما الدراسة الحالية فقد جاءت لتسد النقص الموجود في الدراسات السابقة؛ بحيث تتناول موضوع أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري. حيث أن جميع الدراسات درست أشكال الفقرات وعدد البدائل وفق النماذج البارامترية (الأحادي، والثنائي، والثلاثي)، وفي هذه الدراسة تم استخدام نموذج استجابة الفقرة الرباعي البارامتري؛ وهذا ما يميزها عن غيرها من الدراسات السابقة؛ وبذلك تعد هذه الدراسة من أوائل الدراسات التي استخدمت نموذج استجابة الفقرة الرباعي، والمقارنة بين نموذج بارامتري ونموذج لا بارامتري في تقدير معالم الأفراد والفقرات، وفيما إذا كان يختلف هذا التقدير باختلاف عدد البدائل، والكشف عن التوافق (الإرتباط) بينهما.

الفصل الثالث

الطريقة والإجراءات

يتناول هذا الفصل وصفاً للطريقة والإجراءات المستخدمة للإجابة عن أسئلة الدراسة متضمناً ذلك توليد البيانات في ضوء قيم تم افتراضها للمعالم الحقيقية للأفراد والفقرات، والتحقق من افتراض أحادية البعد، كما أنه يتناول وصفاً للمعالجات والأساليب الإحصائية المستخدمة للإجابة عن أسئلة الدراسة.

توليد البيانات:

تم استخدام المنهج الوصفي في هذه الدراسة عن طريق توليد بيانات من الاستجابات الثنائية (0، 1) لعينات تحاكي عينات المجتمع الأصلي بطريقة المونتي كارلو (Monte Carlo) بفقرات تختلف من حيث عدد البدائل لها وتتراوح بين بديلين إلى أربعة بدائل، وذلك باستخدام برنامج (WinGen v.3)، بحيث يتضمن اختبار الاختيار من متعدد (بديلين ، ثلاث بدائل، أربعة بدائل)، تحت افتراض التوزيع الطبيعي للقدرة بمتوسط حسابي قدره (0) وانحراف معياري قدره (1)، واختبار بطول (45) فقرة، تحت افتراض التوزيع الطبيعي (Normal) لصعوبة الفقرات بمتوسط حسابي قدره (0) وانحراف معياري قدره (1)، والتوزيع المنتظم (Uniform) لمعلمة التمييز بواقع القيمة الابتدائية (0.4) والقيمة النهائية (1.7)، والتوزيع المنتظم لمعلمة التخمين بواقع القيمة الابتدائية (0.3) والقيمة النهائية (0.35) حينما يكون عدد البدائل (3) وبواقع القيمة الابتدائية (0.2) والقيمة النهائية (0.3) حينما يكون عدد البدائل (4)، وبواقع القيمة الابتدائية (0.45) والقيمة النهائية (0.55) حينما يكون عدد البدائل (2)، على افتراض أن الاختبار المُولدة بياناته هو اختبار اختيار من متعدد له مجموعة بدائل (أسئلة الصواب والخطأ) (بديلين)، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل)، والجدول (1) يبين الإحصائيات الوصفية الخاصة بمعلمة القدرة ومعالم الفقرة الحقيقية (التمييز، والصعوبة، والتخمين) وخصائص التوزيع لعدد البدائل لاختبار الاختيار من متعدد.

جدول 1: الإحصاءات الوصفية الخاصة بمعلمة القدرة ومعالم الفقرة الحقيقية (التمييز، الصعوبة، والتخمين) وخصائص التوزيع وفقاً لمتغير الدراسة (عدد البدائل)

المعلمة	التوزيع	خصائص التوزيع
القدرة	Normal	متوسط حسابي 0 وانحراف معياري 1
التمييز	Uniform	القيمة الصغرى 0.4 وحتى القيمة العظمى 1.7
الصعوبة	Normal	متوسط حسابي 0 وانحراف معياري 1
التخمين	Uniform	ثلاثي البدائل رباعي البدائل (ثنائي البدائل)
		القيمة الصغرى 0.3 القيمة الصغرى 0.2 القيمة الصغرى 0.45
		وحتى القيمة العظمى وحتى القيمة العظمى وحتى القيمة العظمى 0.55
		0.35 0.3 0.55

والجدول 2 يبين الإحصاءات الوصفية لمعالم الفقرات الحقيقية باختلاف عدد البدائل (ثنائي، ثلاثي، رباعي) واختلاف معالم الفقرات (الصعوبة والتمييز، والتخمين).

جدول 2: الاحصاءات الوصفية لمعالم الفقرات الحقيقية وفقاً لمتغير عدد البدائل

معلمة الفقرة	الإحصائي	عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد
		رباعية ثلاثية بديلين
a	المتوسط الحسابي	1.06036 1.00367 0.97413
	الانحراف المعياري	0.37699 0.34679 0.38883
	القيمة الصغرى	0.41200 0.44300 0.41600
	القيمة العظمى	1.68800 1.66400 1.69500
	التباين	0.14212 0.12026 0.15119
b	المتوسط الحسابي	-0.02158 -0.02131 0.01311
	الانحراف المعياري	1.06945 1.06728 0.95058
	القيمة الصغرى	-2.55200 -2.00400 1.79600
	القيمة العظمى	2.08100 2.13400 1.91300
	التباين	1.14372 1.13908 0.90360
c	المتوسط الحسابي	0.50660 0.32464 0.25687
	الانحراف المعياري	0.02664 0.01413 0.02682
	القيمة الصغرى	0.45500 0.30300 0.20900
	القيمة العظمى	0.54900 0.34900 0.29900
	التباين	0.00071 0.00020 0.00072

وكذلك الجدول 3 يبين الإحصاءات الوصفية لمعلمة القدرة.

جدول 3: الإحصاءات الوصفية لمعلمة القدرة الحقيقية لأفراد عينة الدراسة.

عدد بدائل الاختبار الاختيار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
الصواب والخطأ	-0.002	0.970	-3.202	3.248	0.9400
ثلاثية	-0.021	0.990	-2.673	3.173	0.9799
رباعية	0.023	0.992	-3.291	3.022	0.9847

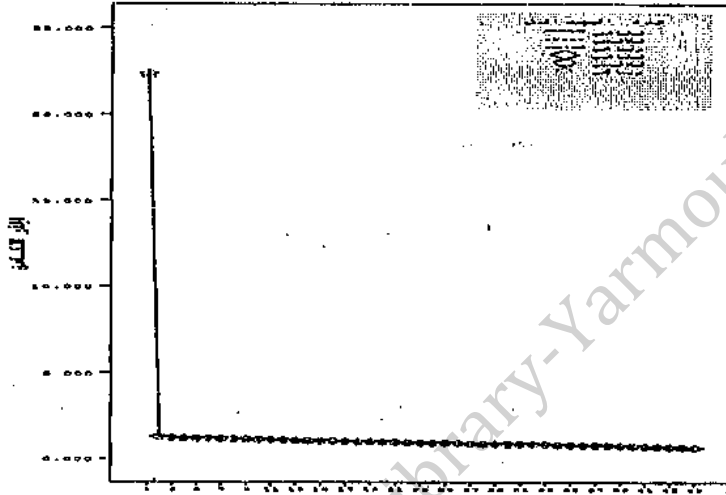
والجدول 4: يبين نتائج التحليل العاملي للبيانات المُولدة عندما يكون اختبار الاختيار من متعدد متضمناً (بديلين، ثلاث بدائل، أربعة بدائل) الذي تم استخدامه بهدف التحقق من افتراض أحادية البعد.

جدول 4: نتائج التحليل العاملي للبيانات المُولدة وفقاً لتغير الدراسة (عدد البدائل)

عدد البدائل	المكونات	الجذر الكامن	التباين المفسر	الجذر الكامن الأول (الجذر الكامن الأول – الجذر الكامن الثاني)	الجذر الكامن الثاني (الجذر الكامن الثاني – الجذر الكامن الثالث)
ثنائي	1	22.369	49.707	49.707	363.67
	2	1.276	2.835	52.542	
	3	1.218	2.706	55.248	
ثلاثي	1	22.202	49.337	49.337	735.86
	2	1.237	2.749	52.087	
	3	1.209	2.686	54.773	
رباعي	1	22.479	49.953	49.953	806.62
	2	1.244	2.765	52.718	
	3	1.218	2.707	55.425	

يلاحظ من الجدول 4، أن قيمة التباين المفسر قد تخطت ما مقداره (20%) على اختلاف بدائل الاختبار كمؤشر أول على أحادية البعد، كما تخطت جميع نواتج قسمة الجذر الكامن الأول على الجذر الكامن الثاني كمؤشر ثانٍ ما مقداره (2) على تحقق أحادية البعد، وكذلك أظهرت نتائج عملية قسمة حاصل طرح الجذر الكامن الثاني من الجذر الكامن الأول على حاصل طرح الجذر الكامن الثالث من الجذر الكامن الثاني قيمةً ضخمة تزيد عن (7) مما يشير إلى تحقق افتراض أحادية البعد كمؤشر ثالث، وأن التباين المفسر التراكمي تخطى قيمته 54% لكل اختبار باختلاف

عدد البدائل، مما يشير إلى أحادية البعد كمؤشر رابع (Hattie, 1985)، والشكل 6، يبين نتائج التحليل العاملي للبيانات المؤلفة وفقاً لمتغير الدراسة (عدد البدائل) باستخدام الجذور الكامنة وعدد العوامل كتوضيح للمؤشر الثاني على تحقق أحادية البعد.



شكل 6: رسم بياني يوضح نتائج توزيع الجذور الكامنة للبيانات المؤلفة وفقاً لمتغير الدراسة (عدد البدائل) ومن ثم تم تقدير معالم الفقرات ومعلمة القدرة للمفحوصين باستخدام النموذج الرباعي البارامترى (4PL) باستخدام برنامج (Exametrika v.5.3)، حيث أن هذا البرنامج يستخدم أسلوب علامة البعدي المتوقع (Expected Post Score) في تقدير معلمة القدرة وأسلوب الأرجحية العظمى الهامشية (Marginal Maximum Likelihood) MML في تقدير معالم الفقرات. ومن ثم تم مطابقة الفقرات والأفراد باستخدام برنامج MSP5 وفقاً لنموذج موكن اللابارامترى، حيث تطرح برمجة (MSP5) طرق اختيار الفقرات وفق نموذج موكن وهذه الطرق هي (Test، Search Normal، Search Extended)، وهي طرق تكشف عن الفقرات المطابقة لنموذج موكن، ثم تم تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد للنموذج الثلاثي اللابارامترى باستخدام

برنامج (Testgraf version of July 2001) حيث أن هذا البرنامج يستخدم طريقة كيرنل

الممهدة (Kernel Smoothing) في تقدير معالم الفقرة والقدرة.

البرامج المستخدمة في الدراسة

أولاً: برنامج (TESTGRAF) لتقدير قيم معالم الفقرات ومعلمة القدرة للنموذج الرباعي

ونموذج موكن اللابارامتري.

تم استخدام هذا البرنامج في هذه الدراسة لتقدير معالم الفقرات (الصعوبة، والتمييز، والتخمين،

وعامل اللامبالاة)، بعد توليد البيانات باستخدام برنامج WinGen، للحصول على القيم التقديرية

لمعالم الفقرات والقدرة حسب النموذج اللابارامتري لنظرية استجابة الفقرة. يستخدم هذا البرنامج

لنماذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامتري، ويستخدم طريقة كيرنل الممهدة (Kernel Smoothing)

بدل أسلوب الأرجحية العظمى لتقدير معالم الفقرة والقدرة، ولا تقل كفاءته عن غيره من البرامج،

ويستخدم للبيانات الثنائية (0، 1) ويحتاج حجم عينة وطول اختبار أقل من البرامج الأخرى، حيث

إنه يحتاج (100) مفحوص و(20) فقرة لتقدير منحني خصائص الفقرات (ICCs). ويتم تقدير

منحني خصائص الفقرات كما يلي:

- يتم حساب علامة إجمالية (كلية) لكل مفحوص (i) عن طريق حساب النسبة المئوية

للفقرات التي أجابها المفحوص إجابة صحيحة.

- يتم تصنيف المفحوصين وإجاباتهم على أساس علاماتهم الكلية (X_i).

- يتم إعطاء المفحوص المقدار (j) من التوزيع الطبيعي المعياري (Z_j) حيث (Z_j) هي

المساحة أو المنطقة التي تقع دالة الكثافة (Density) الطبيعية المعيارية تحتها إلى اليسار

من (Z_j) والتي تكون مساوية ل $[j / N + 1]$.

- يتم تقدير العلامة $P_{jm}(\theta)$ عن طريق تبسيط العلاقة بين قيم المتغير الثنائي (0,1) والمقادير الطبيعية المعيارية (Z_j)، ويعد التبسيط نوع من عمل المتوسط ، يتم فيه وزن احتمال الخيار P_{jm} عند كل مستوى قدرة (θ).

- يتم حساب العلامة الكلية (X_j) لكل مفحوص j من خلال نسبة الفقرات التي أجاب عليها إجابة صحيحة، ثم يتم ترتيب المفحوصين والفقرات على أساس العلامة الكلية (X_j)، ثم يعين لكل مفحوص j مقدار العلامة المعيارية Z_j تحت المنحنى الطبيعي، حيث قيمة Z_j تساوي المساحة تحت المنحنى الطبيعي التي تقع يسار هذه القيمة، ومن ثم تتم عملية التقدير بطريقة (Kernel Smoothing) لحساب تقديرات معالم الفقرة والقدرة.

ثانياً: تحليل البيانات المولدة باستخدام برنامج Exametrika للنموذج الرباعي البارامترى:

تم تحليل البيانات باستخدام برنامج Exametrika V.5.3 للنموذج الرباعي البارامترى، حيث تم تقدير معلمة القدرة θ للأفراد عندما يكون عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد (بدلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل). وكذلك تم تقدير معالم (a, b, c, d) لفقرات الاختبار باستخدام النموذج البارامترى عندما يكون عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد (بدلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل).

ثالثاً: تحليل البيانات المولدة باستخدام برنامج MSP5 لنموذج موكن (Mokken) اللابارامترى

ثم برنامج Testgraf للنموذج اللابارامترى:

للتحقق من افتراض الاطرادية في اختبار الاختيار من متعدد (بدلين ، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل)، تم تحليل البيانات المولدة باستخدام برنامج MSP5 لنموذج موكن (Mokken) اللابارامترى بهدف مطابقة الأفراد ثم الفقرات ثم استخدام برنامج Testgraf، حيث تم تقدير معلمة القدرة θ للأفراد عندما يكون عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد (بدلين ، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل).

وكذلك تم تقدير معالم (a, b, c) لفقرات الاختبار باستخدام النموذج اللابارامتري عندما يكون عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد (بديلين ، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل).

المعالجات الإحصائية:

- للإجابة عن سؤال الدراسة الأول فقد تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة القدرة ولمعالم الفقرات المقدرة بالنموذجين البارامتري والنموذج اللابارامتري وفقاً للمتغير (عدد البدائل)؛ ثم تم استخدام تحليل التباين أحادي المعلمة القدرة ولمعالم الفقرات المقدرة بالنموذجين البارامتري واللابارامتري وفقاً للمتغير (عدد البدائل) متبوعاً بإجراء اختبار شافيه للمقارنات البعدية المتعددة أينما اقتضت الحاجة.

- للإجابة عن سؤالي الدراسة الثاني فقد تم حساب معاملات الارتباط بيرسون لمؤشرات التوافق بين معلمة القدرة ومعالم الفقرات المقدرة باستخدام النموذجين البارامتري واللابارامتري وفقاً للمتغير (عدد البدائل) ثم تم تحويلها لقيم Z الفشرية المناظرة لها بهدف التمكن من إجراء الإحصائي (V) للكشف عن جوهرية الفروقات الظاهرية في معاملات التوافق الخاصة بمعلمة القدرة ومعالم الفقرات المقدرة بالنموذجين وفقاً للمتغير (عدد البدائل) متبوعاً باستخدام معادلة الفرق بين معاملي ارتباط لعينتين مستقلتين أينما اقتضت الحاجة.

- للإجابة عن سؤال الدراسة الثالث فقد تم إنشاء رسوم بيانية لدوال معلومات الفقرة والاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عند كل مستوى من مستويات المتغير (عدد البدائل) للوقوف على وجه التوافق بين تقديرات النموذجين.

- للإجابة عن سؤال الدراسة الرابع فقد تم إنشاء رسوم بيانية تمثل منحنى خصائص الفقرة والاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عند كل مستوى من مستويات المتغير (عدد البدائل) للكشف عن وجه التوافق بين كل منهما.

الفصل الرابع

عرض النتائج

يتناول هذا الفصل عرضاً لنتائج الدراسة التي حصلت عليها الباحثة، وذلك وفقاً للنموذج الرباعي المعلمة البارامترية ونموذج موكن Mokken اللابارامترية باختلاف عدد البدائل (بديلين، ثلاث بدائل، أربعة بدائل) لاختبار الاختيار من متعدد، حيث تم توليد بياناته باستخدام طريقة المحاكاة، وتم إضافة بعض الأشكال التوضيحية التي يمكن أن تساعد على إعطاء صورة أوضح عن هذه النتائج، حيث هدفت الدراسة للكشف عن أثر عدد البدائل في تقدير معالم الأفراد والفقرات باستخدام نموذج بارامترية ونموذج لابارامترية، ويمكن عرض النتائج وفقاً للتسلسل الآتي:

أولاً: التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين، والثلاثة بدائل، والأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة وفقاً للنموذج اللوجستي رباعي المعالم في نظرية استجابة الفقرة البارامترية. حيث كانت إجراءات تطبيقه على النحو الآتي:

• التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين.

أ. التحقق من مطابقة الأفراد وفقاً للنموذج رباعي المعلمة في نظرية استجابة الفقرة

البارامترية لاختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين:

تمت مطابقة استجابات (1500) فرد؛ حيث لم يتم حذف أي منهم لمطابقتهم للنموذج

الرباعي البارامترية، وذلك من خلال استخدام برنامج (Exametrika v.5.3).

ب. التحقق من مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين للنموذج رباعي

المعلمة:

تم التحقق من افتراض مطابقة فقرات الاختبار للنموذج رباعي المعلمة لبيانات أفراد الدراسة،

حيث تمت مطابقة جميع فقرات الاختبار من خلال برنامج (Exametrika v.5.3)، والجدول (5)

يبين مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار والبالغ عددها (45) فقرة.

جدول 5: مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة في نماذج استجابة الفقرة البارامترية.

رقم الفقرة	كاس المحسوبة	درجة الحرية	الدالة الإحصائية	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	BIC
1	6.998	17	0.983	0.872	0.850	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.002	-134.327	-117.327
2	2.415	17	1.000	0.883	0.862	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.585	-138.910	-121.910
3	5.258	17	0.997	0.944	0.934	1.000	1.000	1.000	0.000	-28.742	-136.067	-119.067
4	34.959	17	0.006	0.726	0.677	0.833	0.803	0.833	0.027	0.959	-106.366	-89.366
5	12.354	17	0.779	0.900	0.883	1.000	1.000	1.000	0.000	-21.646	-128.971	-111.971
6	52.314	17	0.000	0.469	0.375	0.567	0.471	0.550	0.037	18.314	-89.010	-72.010
7	27.124	17	0.056	0.000	0.000	0.000	0.000	0.020	0.020	-6.876	-114.201	-97.201
8	5.249	17	0.997	0.916	0.902	1.000	1.000	1.000	0.000	-28.751	-136.076	-119.076
9	1.206	17	1.000	0.987	0.985	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.794	-140.119	-123.119
10	17.263	17	0.437	0.274	0.146	0.961	0.918	0.931	0.003	-16.737	-124.062	-107.062
11	2.606	17	1.000	0.912	0.897	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.394	-138.719	-121.719
12	24.746	17	0.100	0.684	0.628	0.873	0.843	0.867	0.017	-9.254	-116.578	-89.578
13	2.391	17	1.000	0.961	0.954	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.609	-138.933	-121.933
14	22.219	17	0.176	0.778	0.739	0.937	0.924	0.935	0.014	-11.781	-119.106	-102.106
15	11.361	17	0.838	0.917	0.903	1.000	1.000	1.000	0.000	-22.639	-129.964	-112.964
16	10.474	17	0.883	0.621	0.554	1.000	1.000	1.000	0.000	-23.526	-130.851	-113.851
17	7.146	17	0.981	0.709	0.658	1.000	1.000	1.000	0.000	-26.854	-134.179	-117.179
18	55.093	17	0.000	0.282	0.156	0.363	0.211	0.329	0.039	21.093	-86.232	-69.232
19	6.662	17	0.987	0.923	0.909	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.338	-134.662	-117.662
20	1.157	17	1.000	0.985	0.983	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.843	-140.168	-123.168
21	3.237	17	1.000	0.932	0.920	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.763	-138.088	-121.088
22	3.138	17	1.000	0.982	0.978	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.862	-138.186	-121.186
23	25.742	17	0.079	0.786	0.748	0.915	0.897	0.913	0.019	-8.258	-115.583	-98.583
24	4.314	17	0.999	0.972	0.967	1.000	1.000	1.000	0.000	-29.686	-137.011	-120.011
25	2.809	17	1.000	0.973	0.969	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.191	-138.516	-121.516
26	41.988	17	0.001	0.312	0.191	0.433	0.284	0.392	0.031	7.988	-99.336	-82.336
27	26.508	17	0.065	0.686	0.631	0.859	0.826	0.852	0.019	-7.492	-114.816	-97.816
28	6.151	17	0.992	0.880	0.859	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.849	-135.174	-118.174
29	6.951	17	0.984	0.889	0.869	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.049	-134.374	-117.374
30	3.805	17	1.000	0.885	0.865	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.195	-137.520	-120.520
31	1.468	17	1.000	0.980	0.976	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.532	-139.857	-122.857
32	21.794	17	0.192	0.770	0.729	0.938	0.925	0.936	0.014	-12.206	-119.531	-102.531
33	12.315	17	0.781	0.638	0.574	1.000	1.000	1.000	0.000	-21.685	-129.010	-112.010
34	6.463	17	0.989	0.784	0.746	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.537	-134.861	-117.861
35	4.094	17	0.999	0.913	0.897	1.000	1.000	1.000	0.000	-29.906	-137.231	-120.231
36	3.001	17	1.000	0.976	0.972	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.999	-138.324	-121.324
37	21.568	17	0.201	0.783	0.744	0.944	0.932	0.942	0.013	-12.432	-119.757	-102.757
38	2.344	17	1.000	0.930	0.917	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.656	-138.981	-121.981
39	4.426	17	0.999	0.972	0.967	1.000	1.000	1.000	0.000	-29.574	-136.898	-119.898
40	44.246	17	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.033	10.246	-97.079	-80.079
41	6.196	17	0.991	0.803	0.768	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.804	-135.129	-118.129
42	31.184	17	0.019	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	0.024	-2.816	-110.140	-93.140
43	130.369	17	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.067	0.067	96.369	-10.956	6.044
44	3.859	17	1.000	0.820	0.788	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.141	-137.466	-120.466
45	5.670	17	0.995	0.933	0.921	1.000	1.000	1.000	0.000	-28.330	-135.654	-118.654

يلاحظ من الجدول أن جميع فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين مطابقة للنموذج

رباعي المعلمة ولم يتم استبعاد أي فقرة، وهذا يشير إلى تحقق جميع افتراضات المطابقة.

وتنحصر مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار في مؤشرات أحادية البعد وهي (الحواري،

2013): مؤشر χ^2 المحسوبة كمؤشر لجودة المطابقة عندما تزيد قيمته عن 2 في حالة أحجام

العينات الكبيرة، حيث تتأثر هذه القيمة بحجم العينة ولذلك لا بد وأن يؤخذ في الاعتبار بعض

المؤشرات الأخرى لجودة المطابقة، والمؤشر الثاني: مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit

Index (NFI): وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (0، 1) وتشير القيمة المرتفعة ضمن هذا المدى إلى

تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة، والمؤشر الثالث: وهو مؤشر المطابقة النسبي (Relative RFI) fit index، ويتم الحصول عليه من مؤشر NFI بإجراء تعديل على درجات الحرية. وتشير القيم المرتفعة (أكبر من 0.90) إلى تطابق البيانات مع النموذج أما إن كانت أكبر من 0.95 تشير إلى أفضل تطابق، والمؤشر الرابع: وهو مؤشر المطابقة المتزايد (Incremental Fit Index (IFI: وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (0، 1) وتشير القيمة المرتفعة ضمن هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة، والمؤشر الخامس: وهو مؤشر توكر لويس Tucker-Lewis Index NNFI or Non-normed Fit Index (TLI): وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (0، 1) وتشير القيمة المرتفعة ضمن هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة، والمؤشر السادس: مؤشر المطابقة المقارن (Comparative Fit Index (CFI: وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (0، 1) وتشير القيمة المرتفعة ضمن هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة، والمؤشر السابع: مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (Root Mean square Error of Approximation: وهو من أهم مؤشرات جودة المطابقة فإن كانت قيمته 0.05 فأقل دل ذلك على أن النموذج يطابق البيانات، والمؤشر الثامن: معيار كاكي للمعلومات The Akaike Information Criterion (AIC)، والمؤشر التاسع: كاكي المتجانس Constant AIC (CAIC)، والمؤشر العاشر: معيار بيز للمعلومات The Bayes Information Criterion (BIC) بذلك يتحقق مؤشرات احادية البعد لتبين أن اختبار اختيار من متعدد (بديلين) هو اختبار أحادي البعد.

ج. تقدير معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين في النموذج رباعي المعلمة وفقاً

لنظرية استجابة الفقرة المعلمية:

تم حساب معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين عددها (45) فقرة والأخطاء المعيارية لها لدى أفراد الدراسة لكل فقرة من فقرات اختبار الصواب والخطأ، وذلك كما هو موضح في الجدول (6).

جدول 6: إحصائيات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة.

رقم الفقرة	معلمة التمييز		معلمة الصعوبة		معلمة التخمين		معلمة اللامبالاة	
	a	الخطأ المعياري	b	الخطأ المعياري	c	الخطأ المعياري	d	الخطأ المعياري
1	0.480	0.050	-0.396	0.190	0.238	0.034	0.896	0.017
2	0.426	0.033	-1.747	0.223	0.399	0.039	0.983	0.011
3	0.590	0.043	-1.272	0.166	0.345	0.041	0.977	0.010
4	0.318	0.043	-0.400	0.273	0.233	0.032	0.877	0.020
5	0.349	0.046	-0.245	0.250	0.226	0.032	0.875	0.020
6	0.380	0.046	-0.380	0.234	0.234	0.033	0.881	0.019
7	0.759	0.062	-0.690	0.131	0.234	0.039	0.937	0.012
8	0.584	0.051	-0.783	0.166	0.282	0.038	0.935	0.013
9	0.547	0.051	-0.658	0.175	0.257	0.037	0.911	0.015
10	0.706	0.058	-0.601	0.136	0.241	0.038	0.936	0.013
11	0.381	0.041	-0.777	0.238	0.290	0.034	0.917	0.017
12	0.374	0.045	-0.403	0.236	0.243	0.033	0.889	0.019
13	0.382	0.028	-2.511	0.271	0.450	0.042	1.000	0.010
14	0.545	0.038	-1.596	0.180	0.358	0.042	0.980	0.010
15	0.561	0.048	-0.783	0.167	0.275	0.037	0.934	0.013
16	0.537	0.055	-0.188	0.168	0.202	0.033	0.877	0.017
17	0.473	0.049	-0.378	0.188	0.233	0.033	0.896	0.017
18	0.669	0.053	-0.822	0.145	0.278	0.039	0.949	0.012
19	0.361	0.035	-1.111	0.242	0.320	0.035	0.945	0.015
20	0.391	0.040	-0.838	0.225	0.288	0.034	0.926	0.016
21	0.443	0.046	-0.504	0.200	0.251	0.034	0.905	0.017
22	0.666	0.049	-1.262	0.152	0.315	0.043	0.969	0.010
23	0.346	0.037	-0.930	0.251	0.296	0.034	0.929	0.016
24	0.552	0.051	-0.606	0.169	0.246	0.036	0.909	0.015
25	0.610	0.053	-0.649	0.155	0.250	0.037	0.923	0.014
26	0.373	0.043	-0.505	0.234	0.238	0.033	0.888	0.018
27	0.586	0.054	-0.488	0.159	0.234	0.035	0.905	0.015
28	0.716	0.060	-0.672	0.138	0.248	0.038	0.931	0.012
29	0.342	0.042	-0.534	0.253	0.245	0.032	0.890	0.018
30	0.571	0.045	-1.058	0.167	0.312	0.039	0.958	0.012
31	0.569	0.043	-1.222	0.169	0.327	0.040	0.966	0.011
32	0.449	0.045	-0.604	0.201	0.253	0.035	0.903	0.016
33	0.673	0.056	-0.743	0.146	0.250	0.039	0.928	0.013
34	0.592	0.045	-1.108	0.162	0.314	0.040	0.962	0.011
35	0.454	0.053	-0.002	0.192	0.167	0.031	0.838	0.019
36	0.349	0.041	-0.613	0.248	0.261	0.033	0.903	0.018
37	0.464	0.048	-0.400	0.191	0.240	0.033	0.900	0.017
38	0.493	0.038	-1.392	0.190	0.349	0.039	0.971	0.011
39	0.551	0.043	-1.210	0.174	0.321	0.040	0.961	0.011
40	0.598	0.041	-1.540	0.166	0.356	0.043	0.983	0.009
41	0.669	0.047	-1.358	0.152	0.326	0.044	0.976	0.009
42	0.346	0.049	0.055	0.243	0.171	0.030	0.834	0.021
43	0.654	0.051	-0.952	0.149	0.285	0.040	0.953	0.011
44	0.456	0.045	-0.639	0.198	0.261	0.035	0.910	0.016
45	0.281	0.032	-1.175	0.301	0.317	0.033	0.941	0.017
أدنى قيمة	0.281	0.028	-2.511	0.131	0.167	0.030	0.834	0.009
أعلى قيمة	0.759	0.062	0.055	0.301	0.450	0.044	1.000	0.021
المتوسط الحسابي	0.502	0.046	-0.815	0.195	0.277	0.036	0.926	0.014
الانحراف المعياري	0.126	0.007	0.489	0.043	0.056	0.004	0.039	0.003

يتضح من الجدول أن قيمة معلمة التمييز قد تراوحت بين (0.281 - 0.759) بمتوسط حسابي مقداره (0.502) وانحراف معياري مقداره (0.126)، وأن قيمة معلمة الصعوبة قد تراوحت بين ((-2.511) - (0.055)) بمتوسط حسابي مقداره (-0.815) وانحراف معياري

مقداره (0.489)، وأن قيمة معلمة التخمين قد تراوحت بين (0.167 – 0.450) بمتوسط حسابي مقداره (0.277) وانحراف معياري مقداره (0.056)، وأن قيمة معلمة اللامبالاة قد تراوحت بين (0.834 – 1.000) بمتوسط حسابي مقداره (0.926) وانحراف معياري مقداره (0.039).

د. التحقق من افتراض أحادية البعد Unidimensionality لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفقاً للنموذج رباعي المعلمة:

تمّ التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال التحليل العاملي التوكيدي (confirmatory factor analysis) للحصول على عدد من المؤشرات والتي يطلق عليها مؤشرات جودة المطابقة، لمعالجة بيانات عينة الدراسة المطابقة للنموذج رباعي المعلمة والمتعلقة باستجابات (1500) فرد من أفراد الدراسة عن (45) فقرة، الذي يكشف عن أحادية البعد باستخدام عدد من المؤشرات والتي يعرضها الجدول (7).

جدول 7: مؤشرات التحقق من الفرض أحادية البعد لاختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفق النموذج رباعي المعلمة

مؤشرات مطابقة الاختبار	
732.636	كا2 المحسوبة
765	درجة الحرية
0.795	الدلالة الإحصائية
0.733	NFI
0.733	RFI
1.000	IFI
1.000	TLI
1.000	CFI
0.000	RMSEA
-797.364	AIC
-5626.978	CAIC
-4861.978	BIC

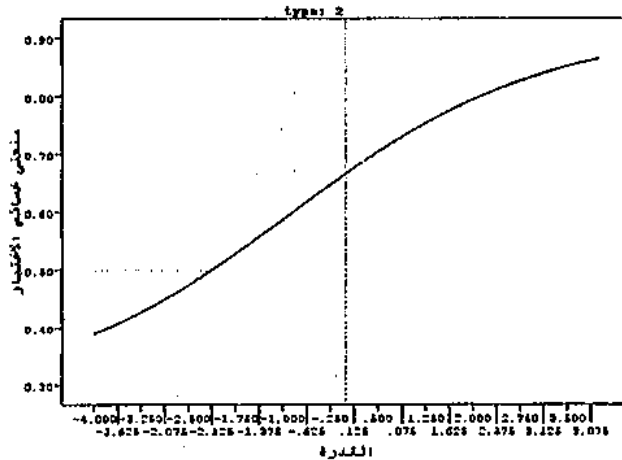
يتضح من الجدول السابق أن جميع مؤشرات التحقق من افتراض أحادية البعد قد تحققت من خلال نتائج مؤشرات أحادية البعد السابق ذكرها.

إن تَحَقُّقَ إفتراض أحادية البُعد في البيانات يقود لَتَحَقُّقِ إفتراض الإستقلال الموضوعي، وقد أكد هامبلتون وسوامنثان وروجرز (Hambleton , Swaminathan & Rogers,1991) أن إفتراض الإستقلال الموضوعي يعد مكافئاً لإفتراض أحادية البُعد، حيث عدّا هذين الإفتراضين متلازمين، بمعنى أنه إذا تَحَقَّقَ الإفتراض الأول، فإن الإفتراض الثاني يتحقق أيضاً. ولذلك فقد اكتفت الباحثة بالتحقق من إفتراض أحادية البُعد، للإشارة إلى تَحَقُّقِ إفتراض الإستقلال الموضوعي.

هـ. التحقق من إفتراض إطرادية السمة Latent Monotonicity وفقاً للنموذج رباعي المعلمة :

للتحقق من إفتراض إطرادية السمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ فقد تم رسم منحنيات الخصائص لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الملحق (1). والذي يشير إلى أن جميع الفقرات تحقق إفتراض إطرادية السمة؛ حيث أن احتمال الإجابة عن الفقرة الواحدة إجابة صحيحة يتزايد وتيرياً تبعاً لزيادة قيمة مستوى القدرة.

أما للتحقق من إفتراض إطرادية السمة للاختبار ككل وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ فقد تم رسم منحنى خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الشكل (9).



الشكل 7. نموذج منحنى خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين تبعاً للنموذج رباعي المعلمة

يتضح من الشكل 7 أن افتراض اطرادية السمة متحقق وفقاً للنموذج الرباعي المعلمة؛ حيث أن احتمال الإجابة عن الفقرات في الاختبار إجابة صحيحة يتزايد وتيرياً تبعاً لزيادة قيمة مستوى القدرة. والجدول 8 يبين منحنى خصائص الفقرة للبدلين.

جدول 8: إحصائيات منحنى خصائص الاختبار لفقرات الاختبار من متعدد بدلين.

عدد بدائل الاختبار الاختيار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
الصواب والخطأ	0.650	0.155	0.391	0.864	0.024

و. ثبات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين للنموذج الرباعي المعلمة:

تم حساب معامل الثبات لاختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين لدى أفراد الدراسة بثلاثة طرق الأولى منها طريقة Variance – Covariance Matrix حيث بلغت قيمته (0.787)، هذا التباين يقيس درجة التغير في متغيرين أو درجة اشتراكهما بحدوث التغير (co-vary)، وتكون قيمة التغير موجبة في حال تم إحداث التغير بين المتغيرين عند درجة أعلى من القيمة المتوقعة، وعكس هذه الحال، تكون درجة التباين على هذا المقياس سالبة إذا تم إحداث التغير بين المتغيرين عند درجة أقل من القيمة المتوقعة. ويمكن تمثيل هذا المقياس بالمعادلة المصفوفية التالية (Hazewinkel, 2001):

$$\Sigma_{Y \cdot X} = \text{var}(Y|X = x) = \begin{pmatrix} \sigma_{Y_1 \cdot X}^2 & \sigma_{Y_1 \cdot X, Y_2 \cdot X} & \cdots & \sigma_{Y_1 \cdot X, Y_p \cdot X} \\ \sigma_{Y_2 \cdot X, Y_1 \cdot X} & \sigma_{Y_2 \cdot X}^2 & \cdots & \sigma_{Y_2 \cdot X, Y_p \cdot X} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{Y_p \cdot X, Y_1 \cdot X} & \sigma_{Y_p \cdot X, Y_2 \cdot X} & \cdots & \sigma_{Y_p \cdot X}^2 \end{pmatrix}$$

والثانية منها طريقة Person's Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (0.792)،

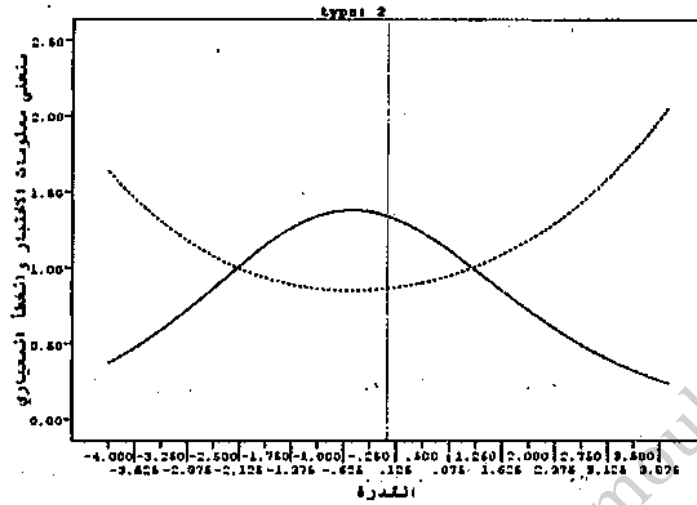
وتمثل هذه الطريقة مقياساً إحصائياً لقوة العلاقة الخطية بين البيانات المقترنة، ويعبر عنه بالرمز r وتنحصر قيمته وفق الحدود التالية: $-1 < r < 1$. وتدل القيم الموجبة على وجود ارتباط

خطي موجب بين البيانات، في حين تدل القيم السالبة على وجود ارتباط سلبي بين البيانات، أما إذا كانت قيمة r مساوية صفراً، فإن ذلك يدل على عدم وجود أي ارتباط خطي بين البيانات، وكلما اقتربت القيمة من 1 أو -1، كلما زادت قوة الارتباط الخطي بين البيانات (Sorana and Lorentz 2006).

والثالثة منها بطريقة معامل الارتباط الرباعي (معامل ارتباط تتراشورك) Tetrachoric Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (0.879). تم اقتراح هذا المقياس من قبل العالم بيرسون في العام 1900، كمقياس للعلاقة بين متغيرين، ويمكن تمثيل بيانات هذا المقياس بالمصفوفة التالية (Josip and Zoran,2006):

	$X = 0$	$X = 1$	
$Y = 0$	p_{11}	p_{12}	$p_{1\cdot}$
$Y = 1$	p_{21}	p_{22}	$p_{2\cdot}$
	$p_{\cdot 1}$	$p_{\cdot 2}$	1

ز. دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين تبعاً للنموذج الرباعي المعلمة. ولكون دالة معلومات اختبار الصواب والخطأ تُعدُّ مؤشراً على ثبات الاختبار كونها تتناسب عكسياً مع خطأ التقدير الذي يزداد ثبات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين بنقصانه؛ فقد تم رسم الشكل (10) الذي يوضح دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة للنموذج الرباعي المعلمة.



الشكل 8. دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين للنموذج الرباعي المعلمة

يلاحظ من الشكل (8)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-0.265) ؛ بمعنى أن اختبار الصواب والخطأ لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسط بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن الاختيار من متعدد ذو البديلين يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

جدول 9: بين إحصائيات دالة معلومات اختبار للبديلين

عدد بدائل الاختبار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
بديلين	0.862	0.371	0.235	1.379	0.138

جدول 10: بين إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات اختبار لبديلين

عدد بدائل الاختبار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
بديلين	1.179	0.324	0.851	2.063	0.105

ح. تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين للنموذج رباعي

المعلمة:

تم حساب كافة الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة لأفراد الدراسة على اختبار تبعاً للنموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة، وذلك كما في الجدول (11).

جدول 11: الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفق النموذج

رباعي المعلمة	
إحصاءات وصفية للقدرة	
عدد المفحوصين	1500
عدد الفقرات	45
القدرة الصغرى	17
القدرة العظمى	45
الوسيط	34
المتوسط	34.091
التباين	21.548
الانحراف المعياري	4.642

يلاحظ من الجدول (11)، أن قيمة المتوسط الحسابي لتقديرات قدرة الطلبة قد كانت (0.450) وأن قيمة الانحراف المعياري لتقديرات القدرة قد بلغت قيمته (1.547)، وأن مدى تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة قد كانت قيمته (6.882)؛ بما يفيد وجود فروق فردية بين تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة. وهذا يعني أن قدرات الأفراد تتوزع توزيعاً ملتوياً نحو اليسار على متصل السمة (ذلك بالنظر إلى قيمة المتوسط)؛ كما أن قدرات الأفراد غير متجانسة كون الانحراف المعياري لها مرتفع، وأن الأفراد الذين قدراتهم عالية أكثر عدداً من الأفراد الذين قدراتهم متدنية (ذلك بالنظر إلى قيمة الوسيط).

ط. تقدير دالة معلومات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين في النموذج رباعي المعلمة

وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية:

بخصوص دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة؛ فقد تم رسم منحنيات دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة الواردة في الملحق (2).

يتضح من منحنيات دوال المعلومات الواردة في الملحق (2) أن قيم دالة المعلومات المتعلقة بالفقرات تكون أكبر ما يمكن عندما يقترب مستوى القدرة من الصفر؛ أي أن هذه الفقرات تتناسب الأفراد ذوي القدرة المتوسط أو دونها بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي تعطيها هذه الفقرات أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية.

• التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل.

أ. التحقق من مطابقة الأفراد وفقاً للنموذج رباعي المعلمة في نظرية استجابة الفقرة

البارامترية لاختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل:

تمت مطابقة استجابات (1500) فرد؛ حيث لم يتم حذف أي منهم لمطابقتهم للنموذج الرباعي

البارامترية ، وذلك من خلال استخدام برنامج (Exametrika v.5.3).

ب. التحقق من مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل للنموذج رباعي

المعلمة:

تم التحقق من افتراض مطابقة فقرات الاختبار للنموذج رباعي المعلمة لبيانات أفراد الدراسة،

حيث تمت مطابقة جميع فقرات الاختبار من خلال برنامج Exametrika v.5.3.، والجدول (9)

يبين مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار والبالغ عددها (45) فقرة.

جدول 12: مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة في نماذج استجابة الفقرة البارامترية

رقم الفقرة	نماذج المقصورة	درجة الحرية	الدالة الإحصائية	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	BIC
1	2.803	17	1.000	0.981	0.977	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.197	-138.522	-121.522
2	1.806	17	1.000	0.969	0.964	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.194	-139.519	-122.519
3	1.195	17	1.000	0.979	0.976	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.805	-140.129	-123.129
4	8.930	17	0.942	0.941	0.930	1.000	1.000	1.000	0.000	-25.070	-132.394	-115.394
5	3.336	17	1.000	0.943	0.933	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.664	-137.988	-120.988
6	0.703	17	1.000	0.967	0.961	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.297	-140.622	-123.622
7	3.018	17	1.000	0.969	0.963	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.982	-138.307	-121.307
8	2.735	17	1.000	0.982	0.979	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.265	-138.590	-121.590
9	8.853	17	0.945	0.937	0.925	1.000	1.000	1.000	0.000	-25.147	-132.472	-115.472
10	0.976	17	1.000	0.986	0.983	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.024	-140.349	-123.349
11	4.833	17	0.998	0.961	0.954	1.000	1.000	1.000	0.000	-29.167	-136.492	-119.492
12	1.182	17	1.000	0.981	0.977	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.818	-140.143	-123.143
13	0.859	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.141	-140.466	-123.466
14	2.185	17	1.000	0.809	0.775	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.815	-139.139	-122.139
15	4.192	17	0.999	0.956	0.948	1.000	1.000	1.000	0.000	-29.808	-137.133	-120.133
16	2.782	17	1.000	0.983	0.980	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.218	-138.543	-121.543
17	0.944	17	1.000	0.992	0.991	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.056	-140.380	-123.380
18	3.512	17	1.000	0.981	0.978	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.488	-137.813	-120.813
19	1.848	17	1.000	0.987	0.985	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.152	-139.477	-122.477
20	1.348	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.652	-139.977	-122.977
21	3.346	17	1.000	0.954	0.946	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.654	-137.978	-120.978
22	3.446	17	1.000	0.979	0.975	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.554	-137.879	-120.879
23	0.423	17	1.000	0.987	0.985	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.577	-140.901	-123.901
24	3.366	17	1.000	0.973	0.968	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.634	-137.959	-120.959
25	0.837	17	1.000	0.984	0.982	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.163	-140.488	-123.488
26	1.404	17	1.000	0.986	0.983	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.596	-139.921	-122.921
27	1.205	17	1.000	0.971	0.966	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.795	-140.120	-123.120
28	1.406	17	1.000	0.982	0.979	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.594	-139.919	-122.919
29	3.721	17	1.000	0.965	0.959	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.279	-137.603	-120.603
30	6.865	17	0.985	0.943	0.933	1.000	1.000	1.000	0.000	-27.135	-134.459	-117.459
31	2.834	17	1.000	0.973	0.968	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.166	-138.490	-121.490
32	3.675	17	1.000	0.937	0.926	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.325	-137.650	-120.650
33	3.964	17	0.999	0.984	0.981	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.036	-137.361	-120.361
34	5.508	17	0.996	0.957	0.950	1.000	1.000	1.000	0.000	-28.492	-135.817	-118.817
35	0.965	17	1.000	0.991	0.989	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.035	-140.360	-123.360
36	1.880	17	1.000	0.984	0.981	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.120	-139.444	-122.444
37	1.645	17	1.000	0.987	0.985	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.355	-139.680	-122.680
38	0.774	17	1.000	0.974	0.970	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.226	-140.551	-123.551
39	3.097	17	1.000	0.990	0.988	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.903	-138.228	-121.228
40	3.516	17	1.000	0.971	0.966	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.484	-137.809	-120.809
41	3.104	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.896	-138.221	-121.221
42	3.728	17	1.000	0.982	0.978	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.272	-137.597	-120.597
43	3.806	17	1.000	0.974	0.969	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.194	-137.519	-120.519
44	2.404	17	1.000	0.976	0.972	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.596	-138.921	-121.921
45	3.284	17	1.000	0.984	0.981	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.716	-138.041	-121.041

يلاحظ من الجدول أن جميع فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل مطابقة

لنموذج رباعي المعلمة ولم يتم استبعاد أي فقرة والتي تشير إلى تحقق جميع افتراضات المطابقة

وفق المؤشرات السالف ذكرها.

ج. تقدير معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل في النموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة المعلمية:

ثم حساب معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل عددها (45) فقرة والأخطاء المعيارية لها لدى أفراد الدراسة، لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد، وذلك كما هو موضح في الجدول (13).

جدول 13: إحصائيات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة

رقم الفقرة	معطى التمييز	معطى الصعوبة	معطى التفسير	معطى الانسلاخ		
	a	b	c	d	الخطأ المعياري	الخطأ المعياري
1	0.650	-0.113	0.233	0.936	0.020	0.020
2	0.871	0.064	0.189	0.935	0.018	0.018
3	0.464	-1.273	0.233	0.978	0.016	0.016
4	0.548	0.535	0.179	0.827	0.027	0.027
5	0.613	-0.478	0.242	0.908	0.019	0.019
6	0.309	0.289	0.158	0.804	0.029	0.029
7	0.388	0.181	0.260	0.843	0.027	0.027
8	0.652	0.016	0.164	0.900	0.021	0.021
9	1.031	-0.109	0.107	0.948	0.015	0.015
10	0.444	-0.938	0.249	0.935	0.019	0.019
11	0.285	0.381	0.350	0.801	0.029	0.029
12	0.708	-0.985	0.311	0.966	0.013	0.013
13	0.488	-0.804	0.233	0.910	0.020	0.020
14	0.465	-0.277	0.223	0.887	0.023	0.023
15	0.409	-0.604	0.262	0.903	0.022	0.022
16	0.809	-2.331	0.184	0.994	0.006	0.006
17	0.738	-1.286	0.162	0.990	0.009	0.009
18	0.471	-0.081	0.224	0.860	0.024	0.024
19	0.857	-0.865	0.124	0.988	0.010	0.010
20	0.637	-0.708	0.174	0.907	0.018	0.018
21	0.772	-1.890	0.166	1.000	0.006	0.006
22	0.470	-1.058	0.216	0.927	0.016	0.016
23	0.574	-1.446	0.175	0.985	0.011	0.011
24	0.619	0.205	0.144	0.882	0.021	0.021
25	0.645	-0.747	0.150	0.933	0.015	0.015
26	0.546	-0.379	0.169	0.878	0.019	0.019
27	0.402	-0.186	0.218	0.856	0.022	0.022
28	0.605	-0.707	0.156	0.940	0.015	0.015
29	0.175	0.242	0.480	0.821	0.026	0.026
30	0.678	-0.570	0.138	0.948	0.014	0.014
31	0.738	0.501	0.127	0.866	0.021	0.021
32	0.338	0.181	0.257	0.836	0.024	0.024
33	0.576	-0.503	0.155	0.942	0.016	0.016
34	0.776	0.504	0.122	0.874	0.021	0.021
35	0.601	0.882	0.156	0.829	0.025	0.025
36	0.524	-0.058	0.174	0.897	0.020	0.020
37	0.540	-0.141	0.167	0.915	0.019	0.019
38	0.438	-1.199	0.217	0.952	0.015	0.015
39	0.847	-1.033	0.119	0.961	0.011	0.011
40	0.539	0.634	0.168	0.826	0.024	0.024
41	0.836	-1.980	0.141	0.999	0.005	0.005
42	0.255	0.111	0.336	0.822	0.025	0.025
43	0.587	-0.701	0.156	0.945	0.015	0.015
44	0.723	-1.641	0.153	0.984	0.008	0.008
45	0.554	-0.161	0.164	0.846	0.020	0.020
المتوسط	0.175	-2.331	0.107	0.801	0.005	0.005
الخطأ المعياري	1.031	0.882	0.480	1.000	0.029	0.029
المتوسط المعياري	0.582	-0.456	0.193	0.909	0.018	0.018
الانحراف المعياري	0.181	0.745	0.072	0.059	0.006	0.006

يتضح من الجدول أن قيمة معلمة التمييز قد تراوحت بين (0.175 - 1.031) بمتوسط حسابي مقداره (0.582) وانحراف معياري مقداره (0.181)، وأن قيمة معلمة الصعوبة قد تراوحت بين ((-2.331) - (0.882)) بمتوسط حسابي مقداره (-0.456) وانحراف معياري مقداره (0.745)، وأن قيمة معلمة التخمين قد تراوحت بين (0.152 - 0.485) بمتوسط حسابي مقداره (0.268) وانحراف معياري مقداره (0.092)، وأن قيمة معلمة اللامبالاة قد تراوحت ما بين (0.801 - 1.000) بمتوسط حسابي مقداره (0.909) وانحراف معياري مقداره (0.059).

د. التحقق من افتراض أحادية البعد **Unidimensionality** لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفقاً للنموذج رباعي المعلمة:

تمّ التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال التحليل العاملي التوكيدي (confirmatory factor analysis) للحصول على عدد من المؤشرات والتي يطلق عليها مؤشرات جودة المطابقة، لمعالجة بيانات عينة الدراسة المطابقة للنموذج رباعي المعلمة والمتعلقة باستجابات (1500) فرد من أفراد الدراسة عن (45) فقرة، الذي يكشف عن أحادية البعد باستخدام عدد من المؤشرات والتي يعرضها الجدول (11).

جدول 14: مؤشرات التحقق من الفرض أحادية البعد لاختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة وفق النموذج رباعي المعلمة

مؤشرات مطابقة الاختبار	
128.243	كا2 المحسوبة
765	درجة الحرية
1.000	الدلالة الإحصائية
0.971	NFI
0.971	RFI
1.000	IFI
1.000	TLI
1.000	CFI
0.000	RMSEA
-1401.757	AIC
-6231.371	CAIC
-5466.371	BIC

يتضح من الجدول السابق أن جميع مؤشرات التحقق من افتراض أحادية البعد قد تحققت من

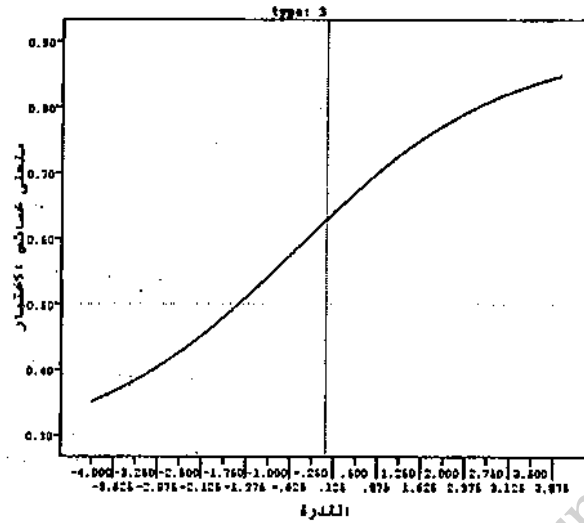
خلال نتائج مؤشرات أحادية البعد.

إن تحقّق افتراض أحادية البعد في البيانات يقود لتحقّق افتراض الإستقلال الموضوعي، وقد أكد هاملتون وروجرز (Hambleton & Swaminathan & Rogers, 1991) أن افتراض الإستقلال الموضوعي يعدّ مكافئاً لافتراض أحادية البعد، حيث عدا هذين الافتراضين متلازمين، بمعنى أنه إذا تحقّق الافتراض الأول، فإن الافتراض الثاني يتحقّق أيضاً. ولذلك فقد اكتفت الباحثة بالتحقّق من افتراض أحادية البعد، للإشارة إلى تحقّق افتراض الإستقلال الموضوعي.

هـ. التحقق من افتراض اطرادية السمة **Latent Monotonicity** وفقاً للنموذج رباعي المعلمة :

للتحقّق من افتراض اطرادية السمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ فقد تم رسم منحنيات الخصائص لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل، لدى أفراد الدراسة؛ حيث أشارت الرسوم إلى أن جميع الفقرات تحقق افتراض اطرادية، واحتمال الإجابة عن كل فقرة من فقرات الاختبار إجابة صحيحة يتزايد وتيرياً تبعاً لزيادة قيمة مستوى القدرة ، والملحق (3) يبين ذلك.

أما للتحقق من افتراض إطرادية السمة للاختبار ككل ووفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ فقد تم رسم منحنى خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الشكل (9).



الشكل 9. منحنى خصائص اختيار الاختبار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة تم تقديرها تبعاً للنموذج رباعي المعلمة

يتضح من الشكل 9 أن افتراض اطرادية السمة متحقق وفقاً للنموذج الرباعي المعلمة؛ حيث أن احتمال الإجابة عن جميع الفقرات في الاختبار إجابة صحيحة يتزايد وتيرياً تبعاً لزيادة قيمة مستوى القدرة. والجدول (15) يبين إحصائيات منحنى خصائص الاختبار لثلاث بدائل.

جدول 15: إحصائيات منحنى خصائص الاختبار

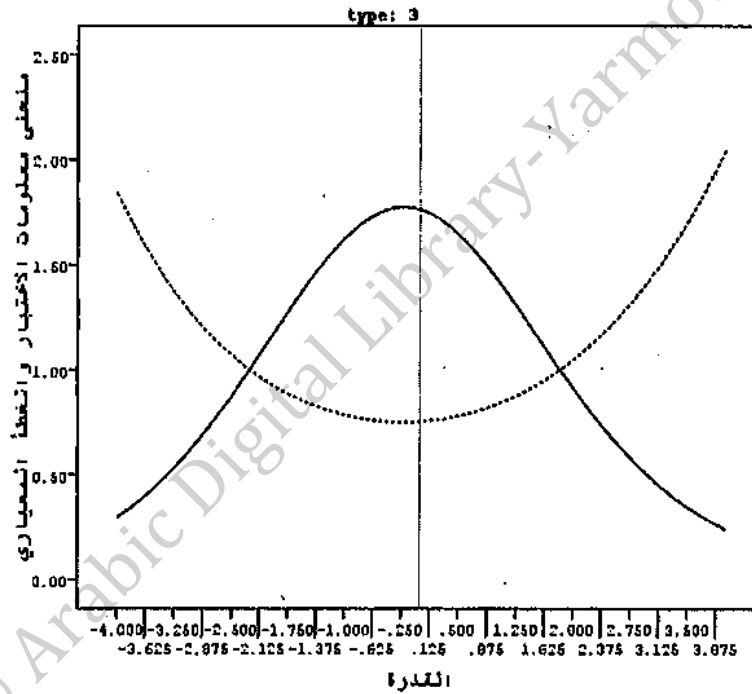
عدد بدائل الاختبار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
ثلاث بدائل	0.616	0.165	0.352	0.848	0.027

و. ثبات اختبار الاختبار من متعدد ذو الثلاثة بدائل للنموذج الرباعي المعلمة:

تم حساب معامل الثبات لاختبار الاختبار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة بثلاثة طرق الأولى منها طريقة Variance - Covariance Matrix حيث بلغت قيمته (0.651)، والثانية منها طريقة Person's Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (0.668)، والثالثة منها بطريقة معامل الارتباط الرباعي Tetrachoric Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (0.044).

ز. دالة المعلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل للنموذج الرباعي المعلمة

لكون دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل تُعدُّ مؤشراً على ثبات الاختبار كونها تتناسب عكسياً مع خطأ التقدير الذي يزداد ثبات الاختبار بنقصانه؛ وقد تم إنشاء الشكل (10) الذي يوضح دالة المعلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة للنموذج الرباعي المعلمة.



الشكل 10. دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل والخطأ المعياري في تقديرها تبعاً للنموذج الرباعي المعلمة

يلاحظ من الشكل (10)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما يمكن عند مستوى القدرة (-0.275)؛ بمعنى أن اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسط بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها اختبار الاختيار

من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية. والجدول (16) يبين إحصائيات دالة معلومات الاختبار لثلاثة بدائل.

جدول 16: إحصائيات دالة معلومات الاختبار لثلاثة بدائل

عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
ثلاثة بدائل	1.025	0.517	0.238	1.775	0.267

والجدول (17) يبين إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار لثلاثة بدائل.

جدول 17: إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار

عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
ثلاثية	1.121	0.364	0.751	2.049	0.133

ط. تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل للنموذج رباعي المعلمة:

تم حساب كافة الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة أفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل للنموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة، وذلك كما في الجدول (18).

جدول 18: الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد

ذو الثلاثة بدائل وفق النموذج رباعي المعلمة

عدد المفحوصين	1500
عدد الفقرات	45
القدرة الصغرى	12
القدرة العظمى	44
الوسيط	30
المتوسط	30.003
التباين	35.788
الانحراف المعياري	5.982

يلاحظ من الجدول (18)، أن قيمة المتوسط الحسابي لتقديرات قدرة الطلبة قد كانت (0.418) وأن قيمة الانحراف المعياري لتقديرات القدرة قد بلغت قيمته (1.558)، وأن مدى تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة قد كانت قيمته (6.848)؛ بما يفيد وجود فروقات فردية بين تقديرات قدرات أفراد الدراسة. مما يعني أن قدرات الأفراد تتوزع توزيعاً ملتوياً نحو اليسار على متصل السمة (ذلك بالنظر إلى قيمة المتوسط)؛ وأن قدرات الأفراد غير متجانسة كون الانحراف المعياري لها مرتفع، بالإضافة إلى أن الأفراد الذين قدراتهم عالية أكثر عدداً من الأفراد الذين قدراتهم متدنية (ذلك بالنظر إلى قيمة الوسيط).

ي. تقدير دالة معلومات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل في النموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية:

بخصوص دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة؛ فقد تم رسم منحنيات دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة الواردة في الملحق (4).

يتضح من منحنيات دوال المعلومات الواردة في الملحق (4) أن قيم دالة المعلومات المتعلقة بالفقرات تكون أكبر ما يمكن عندما يقترب مستوى القدرة من (الصفر)؛ أي أن هذه الفقرات تناسب الأفراد ذوي القدرة المتوسط أو دونها بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي تعطيها هذه الفقرات أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية.

• التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل.

أ. التحقق من مطابقة الأفراد وفقاً للنموذج رباعي المعلمة في نظرية استجابة الفقرة

البارامترية لاختبار الاختيار من متعدد (أربعة بدائل):

تمت مطابقة استجابات (1500) فرد؛ حيث لم يتم حذف أي منهم لمطابقتهم للنموذج الرباعي

البارامترية ، وذلك من خلال استخدام برنامج (Exametrika v.5.3) .

ب. التحقق من مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل للنموذج رباعي المعلمة:

تم التحقق من افتراض مطابقة فقرات الاختبار للنموذج رباعي المعلمة لبيانات أفراد الدراسة، حيث تمت مطابقة جميع فقرات الاختبار من خلال برنامج (Exametrika v.5.3). والجدول (13) يبين مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار والبالغ عددها (45) فقرة.

جدول 19: مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة في نماذج استجابة الفقرة البارامترية

رقم الفقرة	كاف المحسوبة	درجة الحرية	الدلالة الإحصائية	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	BIC
1	1.181	17	1.000	0.992	0.991	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.819	-140.144	-123.144
2	2.731	17	1.000	0.949	0.940	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.269	-138.594	-121.594
3	3.447	17	1.000	0.990	0.988	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.553	-137.978	-120.878
4	1.847	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.153	-139.477	-122.477
5	1.545	17	1.000	0.958	0.951	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.455	-139.780	-122.780
6	2.957	17	1.000	0.984	0.981	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.043	-138.367	-121.367
7	2.210	17	1.000	0.994	0.993	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.790	-139.115	-122.115
8	2.869	17	1.000	0.957	0.950	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.131	-138.455	-121.455
9	2.145	17	1.000	0.981	0.978	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.855	-139.180	-122.180
10	3.318	17	1.000	0.910	0.895	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.682	-138.006	-121.006
11	2.002	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.998	-139.323	-122.323
12	1.027	17	1.000	0.976	0.971	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.973	-140.298	-123.298
13	1.998	17	1.000	0.963	0.956	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.002	-139.327	-122.327
14	3.794	17	1.000	0.982	0.978	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.206	-137.531	-120.531
15	0.898	17	1.000	0.962	0.956	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.102	-140.427	-123.427
16	1.446	17	1.000	0.987	0.985	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.554	-139.879	-122.879
17	3.433	17	1.000	0.982	0.978	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.567	-137.892	-120.892
18	2.507	17	1.000	0.967	0.961	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.493	-138.817	-121.817
19	0.493	17	1.000	0.995	0.994	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.507	-140.832	-123.832
20	2.187	17	1.000	0.990	0.988	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.813	-139.137	-122.137
21	1.986	17	1.000	0.978	0.974	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.014	-139.339	-122.339
22	3.301	17	1.000	0.972	0.967	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.699	-138.024	-121.024
23	1.473	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.527	-139.852	-122.852
24	1.444	17	1.000	0.976	0.972	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.556	-139.881	-122.881
25	12.659	17	0.759	0.881	0.860	1.000	1.000	1.000	0.000	-21.341	-128.666	-111.666
26	2.577	17	1.000	0.980	0.976	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.423	-138.747	-121.747
27	0.998	17	1.000	0.975	0.970	1.000	1.000	1.000	0.000	-33.002	-140.327	-123.327
28	1.497	17	1.000	0.990	0.988	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.503	-139.827	-122.827
29	3.089	17	1.000	0.990	0.988	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.911	-138.236	-121.236
30	2.468	17	1.000	0.976	0.972	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.532	-138.857	-121.857
31	3.416	17	1.000	0.952	0.943	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.584	-137.909	-120.909
32	9.199	17	0.934	0.937	0.926	1.000	1.000	1.000	0.000	-24.801	-132.125	-115.125
33	1.539	17	1.000	0.991	0.990	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.461	-139.786	-122.786
34	2.504	17	1.000	0.964	0.957	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.496	-138.821	-121.821
35	1.022	17	1.000	0.995	0.994	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.978	-140.303	-123.303
36	7.413	17	0.977	0.972	0.967	1.000	1.000	1.000	0.000	-26.587	-133.912	-116.912
37	1.789	17	1.000	0.990	0.988	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.211	-139.536	-122.536
38	1.563	17	1.000	0.979	0.975	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.437	-139.762	-122.762
39	3.414	17	1.000	0.927	0.914	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.586	-137.911	-120.911
40	4.612	17	0.999	0.983	0.981	1.000	1.000	1.000	0.000	-29.388	-136.713	-119.713
41	2.563	17	1.000	0.989	0.987	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.437	-138.762	-121.762
42	1.921	17	1.000	0.986	0.983	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.079	-139.404	-122.404
43	3.257	17	1.000	0.988	0.986	1.000	1.000	1.000	0.000	-30.743	-138.068	-121.068
44	2.710	17	1.000	0.982	0.979	1.000	1.000	1.000	0.000	-31.290	-138.614	-121.614
45	1.316	17	1.000	0.961	0.954	1.000	1.000	1.000	0.000	-32.684	-140.008	-123.008

يلاحظ من الجدول أن جميع فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل مطابقة للنموذج رباعي المعلمة ولم يتم استبعاد أي فقرة والتي تشير إلى تحقق جميع افتراضات المطابقة وفق المؤشرات السالف ذكرها.

ج. تقديرات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل في النموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة المعلمية:

تم حساب معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل عددها (45) فقرة والأخطاء المعيارية لها لدى أفراد الدراسة وذلك كما هو موضح في الجدول (20).

جدول 20: إحصائيات معالم فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة

رقم الفقرة	معطى التمييز	معطى المستوى	معطى التمكن	معطى اللامبالاة	الخطأ المعياري
a	b	c	d	e	f
1	0.880	0.074	-0.194	0.103	0.179
2	0.868	0.082	0.468	0.110	0.191
3	0.323	0.053	0.006	0.287	0.198
4	0.646	0.061	-0.765	0.151	0.290
5	0.331	0.053	-0.008	0.278	0.202
6	0.993	0.086	-0.074	0.095	0.169
7	0.899	0.076	-0.943	0.117	0.297
8	0.799	0.076	-0.198	0.124	0.265
9	0.576	0.058	-0.779	0.173	0.343
10	0.770	0.081	0.027	0.134	0.272
11	0.615	0.062	-0.538	0.158	0.276
12	0.800	0.072	-1.130	0.138	0.338
13	0.583	0.061	-0.283	0.160	0.231
14	0.253	0.049	-0.257	0.363	0.211
15	0.736	0.068	-0.774	0.136	0.266
16	0.697	0.066	-0.533	0.138	0.248
17	0.593	0.060	-0.825	0.170	0.321
18	0.444	0.062	0.768	0.224	0.124
19	0.778	0.077	-0.411	0.130	0.222
20	0.591	0.056	-0.779	0.164	0.334
21	0.516	0.064	0.415	0.185	0.147
22	0.341	0.053	0.897	0.271	0.129
23	0.744	0.075	-0.811	0.147	0.306
24	0.317	0.052	-0.327	0.297	0.175
25	0.377	0.053	-0.357	0.249	0.233
26	0.704	0.070	-0.398	0.139	0.228
27	0.777	0.064	-1.168	0.136	0.369
28	0.667	0.074	-0.091	0.152	0.240
29	0.822	0.063	-2.128	0.162	0.490
30	0.620	0.071	1.808	0.177	0.132
31	0.413	0.054	-0.049	0.206	0.208
32	0.310	0.049	-0.365	0.280	0.249
33	0.780	0.077	0.114	0.121	0.251
34	0.379	0.056	0.726	0.232	0.149
35	0.344	0.047	-0.829	0.264	0.291
36	0.447	0.059	0.217	0.198	0.184
37	1.082	0.092	-0.441	0.092	0.246
38	0.920	0.088	0.426	0.104	0.186
39	0.418	0.052	-0.529	0.213	0.270
40	1.138	0.091	-1.393	0.105	0.375
41	0.554	0.056	-1.102	0.179	0.347
42	0.477	0.053	-0.885	0.200	0.342
43	0.531	0.060	0.229	0.160	0.174
44	0.528	0.051	-1.410	0.191	0.386
45	0.520	0.061	0.089	0.170	0.214
أدنى قيمة	0.253	0.047	-2.128	0.092	0.124
أعلى قيمة	1.138	0.092	1.808	0.363	0.490
المتوسط الحسابي	0.620	0.065	-0.324	0.177	0.251
الانحراف المعياري	0.221	0.012	0.700	0.063	0.079

يتضح من الجدول أن قيمة معلمة التمييز قد تراوحت بين (0.253 - 1.138) بمتوسط حسابي مقداره (0.620) وانحراف معياري مقداره (0.221)، وأن قيمة معلمة الصعوبة قد تراوحت بين ((-2.128) - (1.808)) بمتوسط حسابي مقداره (-0.324) وانحراف معياري مقداره (0.700)، وأن قيمة معلمة التخمين قد تراوحت بين (0.124 - 0.490) بمتوسط حسابي مقداره (0.251) وانحراف معياري مقداره (0.079)، وأن قيمة معلمة اللامبالاة قد تراوحت ما بين (0.719 - 1.000) بمتوسط حسابي مقداره (0.902) وانحراف معياري مقداره (0.065).

د. التحقق من افتراض أحادية البعد Unidimensionality لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو

الأربعة بدائل وفقاً للنموذج رباعي المعلمة:

تم التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال التحليل العاملي التوكيدي (confirmatory factor analysis) للحصول على عدد من المؤشرات والتي يطلق عليها مؤشرات جودة المطابقة، لمعالجة بيانات عينة الدراسة المطابقة للنموذج رباعي المعلمة والمتعلقة باستجابات (1500) فرد من أفراد الدراسة عن (45) فقرة، الذي يكشف عن أحادية البعد باستخدام عدد من المؤشرات والتي يعرضها الجدول (15).

جدول 21: مؤشرات التحقق من الفرض أحادية البعد لاختبار اختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفق النموذج رباعي المعلمة

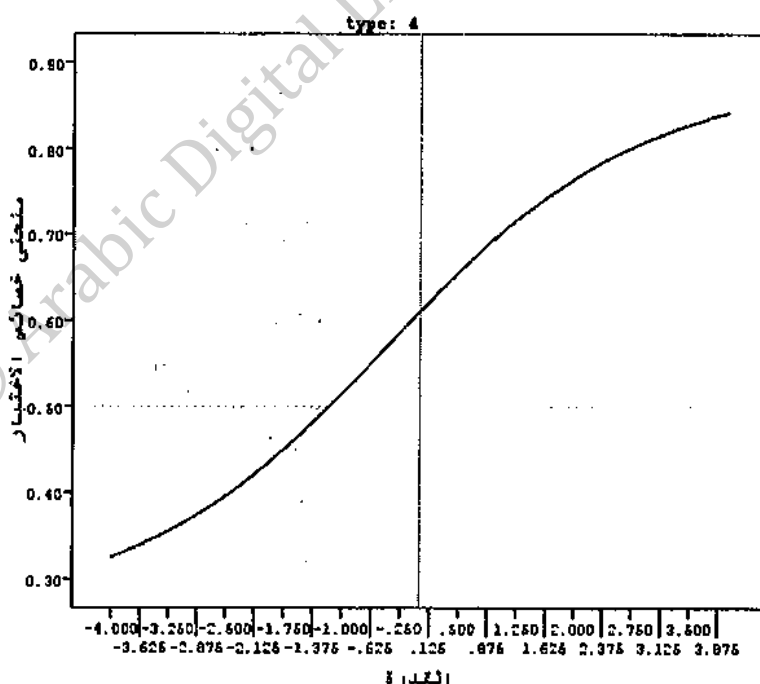
مؤشرات مطابقة الاختبار	
123.765	كا2 المحسوبة
765	درجة الحرية
1.000	الدلالة الإحصائية
0.977	NFI
0.977	RFI
1.000	IFI
1.000	TLI
1.000	CFI
0.000	RMSEA
-1406.235	AIC
-6235.848	CAIC
-5470.848	BIC

يتضح من الجدول السابق أن جميع مؤشرات التحقق من افتراض احادية البعد قد تحققت من خلال نتائج مؤشرات احادية البعد.

هـ. التحقق من افتراض اطرادية السمة **Latent Monotonicity** وفقاً للنموذج رباعي المعلمة :

للتحقق من افتراض اطرادية السمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ فقد تم إنشاء رسوم منحني خصائص الفقرة لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الملحق (5). حيث يبين أن كافة الفقرات تحقق افتراض اطرادية ؛ إذ أن احتمال الإجابة عن الفقرة إجابة صحيحة يتزايد وتيزياً تبعاً لزيادة قيمة مستوى القدرة.

أما للتحقق من افتراض اطرادية السمة للاختبار ككل ووفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية؛ فقد تم إنشاء رسم منحني خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الشكل (11).



الشكل (11). منحني خصائص اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل تم تقديرها تبعاً للنموذج رباعي المعلمة

يتضح من الشكل (11) بأن افتراض اطرادية السمة متحقق وفقاً للنموذج الرباعي المعلمة؛ حيث أن احتمال الإجابة عن الفقرة إجابة صحيحة يتزايد وتيرياً تبعاً لزيادة قيمة مستوى القدرة. والجدول (22) يبين إحصائيات منحني خصائص الاختبار لأربعة بدائل.

جدول 22: إحصائيات منحني خصائص الاختبار

عدد بدائل الاختبار المتعدد	الاختبار من	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
أربعة بدائل		0.598	0.175	0.326	0.842	0.031

والجدول (23) يبين إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار لأربعة بدائل.

جدول 23: إحصائيات الخطأ المعياري المقابل لدالة معلومات الاختبار

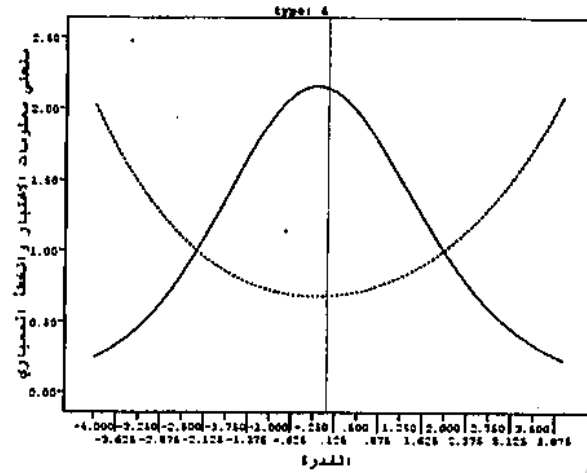
عدد بدائل الاختبار المتعدد	الاختبار من	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
رباعية		1.112	0.418	0.681	2.089	0.175

و. ثبات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل للنموذج الرباعي المعلمة:

تم حساب معامل الثبات لاختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة بثلاثة طرق الأولى منها طريقة Variance – Covariance Matrix حيث بلغت قيمته (0.788)، والثانية منها طريقة Person's Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (0.794)، والثالثة منها بطريقة معامل الارتباط الرباعي Tetrachoric Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (0.044).

ز. دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل للنموذج الرباعي المعلمة:

لكون دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل تُعدُّ مؤشراً على ثبات الاختبار كونها تتناسب عكسياً مع خطأ التقدير الذي يزداد ثبات الاختبار بنقصانه؛ فقد تم إنشاء الشكل (12) الذي يوضح دالة المعلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة للنموذج الرباعي المعلمة.



الشكل 12. دالة معلومات اختبار اختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل في تقديرها تبعاً للنموذج الرباعي المعلمة

يلاحظ من الشكل (12)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-2.75)؛ بمعنى أن اختبار اختيار من متعدد (أربعة بدائل) لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسط بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية. والجدول (24) يبين إحصائيات دالة معلومات الاختبار لأربعة بدائل.

جدول 24: إحصائيات دالة معلومات الاختبار

عدد بدائل اختبار الاختيار من متعدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	التباين
أربعة بدائل	1.140	0.664	0.229	2.158	0.441

ح. تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل للنموذج

رباعي المعلمة:

تم حساب كافة الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة ما لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل للنموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة، وذلك كما في الجدول (25).

جدول 25: الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة لأفراد الدراسة على اختبار الاختيار من متعدد.

ذو الأربعة بدائل وفق النموذج رباعي المعلمة

إحصاءات وصفية للقدرة	
عدد الأفراد	1500
عدد الفقرات	45
القدرة العظمى	9
الوسيط	44
المتوسط	29
التباين	28.907
الانحراف المعياري	42.171

يلاحظ من الجدول (25)، أن قيمة المتوسط الحسابي لتقديرات قدرة الطلبة قد كانت (0.316) وأن قيمة الانحراف المعياري لتقديرات القدرة قد بلغت قيمته (1.568)، وأن مدى تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة قد كانت قيمته (6.889)؛ بما يفيد وجود فروقات فردية بين تقديرات قدرات أفراد الدراسة. وهذا يعني أن قدرات الأفراد تتوزع توزيعاً ملتوياً نحو اليسار على متصل السمة (ذلك بالنظر إلى قيمة المتوسط)؛ وأن قدرات الأفراد غير متجانسة كون الانحراف المعياري لها مرتفع، كما أن الأفراد الذين قدراتهم عالية أكثر عدداً من الأفراد الذين قدراتهم متدنية (ذلك بالنظر إلى قيمة الوسيط).

ط. تقدير دالة معلومات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل في النموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة البارامترية:

تم حساب دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة؛ وتم رسم منحنيات دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة الواردة في الملحق (6).

يتضح من منحنيات دوال المعلومات الواردة في الملحق (6) أن قيم دالة المعلومات المتعلقة بالفقرات تكون أكبر ما يمكن عندما يقترب مستوى القدرة من (الصفر)؛ أي أن هذه الفقرات تناسب الأفراد ذوي القدرة المتوسط أو دونها بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي تعطيها هذه الفقرات أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية.

ثانياً: التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة وفقاً لنموذج موكن Mokken اللابارامتري في نظرية استجابة الفقرة اللابارامتريّة.؛ فقد تم تطبيق برنامج MSP5 على كافة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة وفقاً لنموذج Mokken في نظرية استجابة الفقرة اللابارامتريّة، حيث كانت إجراءات تطبيقه على النحو الآتي:

أ. تم حساب المتوسطات الحسابية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين البالغ عددها 45 فقرة، ورصد التكرارات الملاحظة Observed Frequencies للإجابات الصحيحة والخطأ عليها، والجدول 26 يبين ذلك.

جدول 26: الإحصائيات الوصفية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لدى أفراد الدراسة

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	نسبة الاستجابة 1 0
1	0.64	955 545
2	0.9	1349 161
3	0.57	860 640
4	0.88	1325 175
5	0.69	1034 466
6	0.61	917 583
7	0.62	932 568
8	0.73	1094 408
9	0.67	1005 495
10	0.59	889 611
11	0.84	1253 247
12	0.73	1101 399
13	0.73	1092 408
14	0.73	1099 401
15	0.65	981 519
16	0.61	915 585
17	0.61	918 582
18	0.66	994 506
19	0.71	1059 441
20	0.43	648 852
21	0.72	1080 420
22	0.69	1032 468
23	0.64	962 538
24	0.66	987 503
25	0.47	707 793
26	0.67	1010 490
27	0.65	970 530
28	0.52	774 726
29	0.64	1257 243
30	0.66	995 505
31	0.89	1341 159
32	0.74	1111 389
33	0.79	1182 318
34	0.87	1306 194
35	0.48	896 804
36	0.87	1306 194
37	0.7	1058 444
38	0.76	1143 357
39	0.79	1186 314
40	0.8	894 606
41	0.8	1194 306
42	0.61	912 588
43	0.43	647 853
44	0.77	1150 350
45	0.87	1006 494

ب. تم حساب تكرارات الأخطاء الملاحظة لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفقاً لأسلوب جتمان: لأغراض حساب تكرارات الأخطاء الملاحظة لأزواج الفقرات وفقاً

لأسلوب جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات الاختبار، بحيث يتم رصد عدد التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه الجدول (16) من زوج الفقرتين والتكرارات الملاحظة للإجابات الخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول (16) داخل التقاطع بين زوج الفقرتين، والجدول (17) يبين كيفية إجراء التقاطع بين زوج الفقرتين (1، 2) من حيث رصد التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ.

جدول 27: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات الملاحظة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ

التكرار المشاهد	الفقرة رقم 1 بمتوسط حسابي مقداره 0.64		الفقرة رقم 2 بمتوسط حسابي مقداره 0.90
	0	1	
0	66	85	151
1	479	870	1349
الكل	545	955	1500

يتضح من الجدول 18، أن الفقرة 1 هي أصعب من الفقرة 2، مما يترتب عليه اختيار تكرار الأفراد الذين أجابوا بشكل إيجابي (إجابات صحيحة) على الفقرة الأصعب وهي في هذه الحالة الفقرة 1، ومقاطعته مع تكرار الأفراد الذين أجابوا بشكل سلبي (إجابات خطأ) على الفقرة الأسهل وهي في هذه الحالة الفقرة 2، مما يقود إلى استنتاج التكرار للخطأ الملاحظ وفقاً لأسلوب جتمان وهو في هذه الحالة 85 (Hardouin, 2004)

وفي ضوء ما تقدم؛ تم حساب مصفوفة التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين، وذلك كما هو موضح في الملحق (7)، كما تم عمل رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين، وذلك كما هو موضح في الملحق (8).

ج. حساب تكرارات الأخطاء المتوقعة Expected Errors Frequencies لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفقاً لأسلوب جتمان؛ لأغراض حساب تكرارات الأخطاء المتوقعة لأزواج الفقرات وفقاً لأسلوب جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات الاختبار، بحيث يتم حساب مجموع التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه الجدول 18 من زوج الفقرتين وحساب مجموع التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول 18 داخل التقاطع بين زوج الفقرتين، فإجراء عملية الضرب الحسابية للمجموعين سالف الذكر، ثم إجراء عملية القسمة الحسابية لنتائج عملية الضرب الحسابية للمجموعين سلفة الذكر على العدد الكلي لأفراد الدراسة، والجدول 19 يبين كيفية حساب التكرار المتوقع للأخطاء وفقاً لأسلوب جتمان للتقاطع بين زوج الفقرتين (1، 2).

جدول 28: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات المتوقعة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ				
التكرار المشاهد	الفقرة رقم 1 بمتوسط حسابي مقداره 0.64		الفقرة رقم 2 بمتوسط حسابي مقداره 0.90	
	0	1	0	1
0	$\frac{151 \times 545}{1500} = 54.86$	$\frac{151 \times 955}{1500} = 96.14$	الفقرة رقم 2 بمتوسط حسابي مقداره 0.90	
1	$\frac{1349 \times 545}{1500} = 490.14$	$\frac{1349 \times 955}{1500} = 858.80$		
الكلي	545	955	1500	1500

يتضح من الجدول 28، أن ناتج إجراء عملية الضرب الحسابية لمجموع تكرار الأفراد المقابل أفقياً للخلية التقاطعية المتنبأة في ضوء نتائج الجدول 18 في مجموع تكرار الأفراد المقابل عمودياً للخلية التقاطعية المتنبأة في ضوء نتائج الجدول 18 مقسوماً على العدد الكلي لأفراد الدراسة، مما يقود إلى استنتاج أن التكرار للخطأ المتوقع وفقاً لأسلوب جتمان وهو في هذه الحالة 96.14 (Hardouin, 2004) وفي ضوء ما تقدم؛ تم حساب مصفوفة التكرارات للأخطاء المتوقعة

وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين، وذلك كما هو موضح في الملحق (9).

د. حساب معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين H_{ij} (item-pair H_{ij} scalability coefficients) وفقاً لأسلوب Loevinger: لأغراض حساب معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين H_{ij} وفقاً لأسلوب Loevinger؛ يتم قسمة تكرار الخطأ المشاهد لكل زوج من أزواج الفقرات على تكرار الخطأ المتوقع المناظر لكل زوج من أزواج كافة الفقرات مطروحاً من واحد صحيح، وذلك وفقاً للمعادلة..... رقم(1): (Hardouin, Mesbah; 2004)

والمالحق (10) يبين مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين (أسئلة الصواب والخطأ) H_{ij} والبالغ عددها 990 زوجاً.

يلاحظ من الملحق (10)، أن مدى قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين (أسئلة الصواب والخطأ) قد تراوح بين (0.05- إلى 0.34)، حيث يقول مولينار (Molenaar; 1991) بإمكانية حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات في حالة أن التباين بين علامتي الفقرتين i و j يساوي صفرأ؛ لكن معادلة حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} تصبح في هذه الحالة غير صحيحة؛ كون الفقرات التي تتبع لتدرج Mokken يجب أن تكون قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات موجبة ($H_{ij} > 0$) (Mokken; 1971). وفي ضوء ما تقدم؛ فإن مدى قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات يصبح متراوحاً بين (0.01 إلى 0.34)، والجدول 20، يبين عدد أزواج الفقرات السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين (أسئلة الصواب والخطأ) H_{ij} ، والبالغ عددها الكلي 16 زوجاً.

جدول 29: عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين. H_{ij}

رقم الفقرة	التكرار	أرقام الفقرات التي تتقاطع معها:
28	4	20, 3, 22, 12
1	4	24, 5, 7, 16
3	3	28, 22, 39
39	3	25, 3, 33
7	3	16, 1, 27
20	2	28, 18
22	2	3, 28
18	2	7, 1
35	1	19
25	1	39
27	1	7
18	1	20
24	1	1
5	1	1
19	1	35
12	1	28
33	1	39

هـ. التحقق من الفرضية الصفرية؛ القائلة بـ: "لا تختلف قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات

اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين عن الصفر" وفي حال رفض الفرضية الصفرية

تستبدل بالفرضية البديلة القائلة بـ: "أن قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار

الاختيار من متعدد ذو البديلين أكبر من صفر" (Molennar and Sijtsma, 2000;)

(Sijtsma and Molennar, 2002; Van der Ark, 2007): لأغراض التحقق من

الفرضية الصفرية سالفة الذكر؛ تم حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} (item-

Z_{ij} pair scalability coefficients) وفقاً لأسلوب Loevinger باستخدام المعادلة:

$$z_{ij} = (s_{ij}/(s_i s_j)) \sqrt{(n-1)} \dots \dots \dots (27)$$

فإذا كانت قيمة الناتج للمعادلة أقل من أو تساوي صفراً فإنه يتم تشخيص قيم معاملات

التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين المحققة للفرضية الصفرية

والمنتهكة للفرضية البديلة (Mokken, 1971)، والملحق (11) يبين قيم معاملات التدرج لأزواج

الفقرات Z_{ij} اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين.

يلاحظ من الملحق (11)، أنه على الرغم من وجود فقرات ترتبط بين بعضها البعض بعلاقات سالبة أو صفرية إلا أن أعدادها ليست بالضخامة التي تنتهك افتراض أحادية البعد أو افتراض الاستقلال الموضعي.

و. حساب المتوسطات الحسابية للفقرات، وكذلك تم حساب قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين H_i باستخدام المعادلة رقم (2):

وكذلك تم حساب قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين Z_i باستخدام المعادلة:

$$Z_i = \frac{\sum_{j=1}^n Z_{ij} S_{ij}}{\sum_{j=1}^n S_{ij}} \sqrt{n-1} \dots \dots \dots (28)$$

والجدول 30 يبين المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} و Z_{ij} اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين.

جدول 30: المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين Z_i و H_i مرتبة

تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	H_i	Z_i
43	0.43	0.12	18.8
20	0.43	0.06	9.7
35	0.46	0.1	16.81
25	0.47	0.1	15.87
28	0.52	0.07	11.71
3	0.57	0.07	13.11
10	0.59	0.13	25.98
40	0.8	0.11	21.49
42	0.61	0.11	21.22
18	0.61	0.08	16.07
6	0.61	0.12	24.08
17	0.61	0.1	20.03
7	0.62	0.06	12.38
1	0.64	0.05	10.67
23	0.64	0.09	19.25
27	0.65	0.12	24.26
15	0.65	0.12	25.81
18	0.66	0.06	12.85
30	0.66	0.09	19.36
24	0.68	0.07	15.54
9	0.67	0.11	23.38
45	0.67	0.14	28.55
28	0.67	0.14	29.31
22	0.69	0.05	9.88
5	0.69	0.1	21.07
37	0.7	0.12	23.87
19	0.71	0.09	19.32
21	0.72	0.13	25.49
13	0.73	0.15	30.42
8	0.73	0.08	17.03
14	0.73	0.13	27.04
12	0.73	0.08	15.38
32	0.74	0.09	18.28
38	0.76	0.12	23.51
44	0.77	0.08	15.9
33	0.79	0.09	16.37
39	0.79	0.07	12.44
41	0.8	0.13	24.07
11	0.84	0.12	20.36
29	0.84	0.13	21.16
34	0.87	0.19	27.55
38	0.87	0.18	25.9
4	0.88	0.16	22.83
31	0.89	0.14	18.34
2	0.9	0.13	16.85

يلاحظ من الجدول 30، أن مدى المتوسطات الحسابية للفقرات تراوح بين (0.9-0.43)، وأن مدى قيم معاملات التدرّيج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين H_i قد تراوح بين (0.05 - 0.19)، وأن مدى قيم معاملات التدرّيج Z_i قد تراوح بين (9.7-30.42).

ز. استخراج توزيع التكرار المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار: وذلك كما هو مبين في

الجدول 31.

جدول 31: توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار

العلامة الاختبار	التكرار	العلامة الاختبار	التكرار
0	0	23	56
1	0	24	59
2	0	25	59
3	0	26	67
4	0	27	77
5	0	28	74
6	0	29	94
7	0	30	78
8	0	31	81
9	0	32	68
10	0	33	91
11	1	34	98
12	1	35	73
13	2	36	64
14	3	37	75
15	6	38	60
16	5	39	60
17	8	40	46
18	11	41	28
19	17	42	28
20	23	43	14
21	29	44	8
22	35	45	1

في ضوء نتائج الجدول 31، يتضح أن قيمة المتوسط الحسابي لعلامات الطلبة 30.89 بانحراف معياري مقداره 6.27 والتواء مقداره 0.2- وتفلطح مقداره 0.49-، والملحق (12) يوضح توزيع علامات الطلبة على الاختبار.

يتضح من الملحق (12)، عدم وجود علامات متطرفة؛ حيث أن الإجابات عن جميع فقرات الاختبار كانت قريبة من بعضها البعض، ولهذا لم يتم حذف أي من الفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو البدلين.

ح. لأغراض التحقق من افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين؛ تم عمل ملخص لمطابقة فقرات الاختبار لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية الأول؛ وتجانس الاطرادية (Monotone Homogeneity Model): وذلك كما هو مبين في الجدول 33 وفقاً لقيمة معامل تدرج الفقرة H_i ووفقاً لانتهاك افتراض تجانس اطرادية السمة (Latent Monotonicity Homogeneity).

جدول 33: ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية وفقاً لقيمة H_i

للفقرة وتجانس الاطرادية			
الاطرادية	H_i	المتوسط الحسابي	رقم الفقرة
36	0.05	0.64	1
	0.13	0.9	2
25	0.07	0.57	3
	0.16	0.88	4
	0.1	0.69	5
27	0.12	0.61	6
27	0.08	0.82	7
25	0.08	0.73	8
	0.11	0.67	9
	0.13	0.59	10
23	0.12	0.64	11
	0.08	0.73	12
	0.15	0.73	13
	0.13	0.73	14
	0.12	0.65	15
40	0.08	0.61	16
24	0.1	0.61	17
37	0.06	0.66	18
	0.09	0.71	19
43	0.06	0.43	20
	0.13	0.72	21
	0.06*	0.89	22
	0.09	0.64	23
86*	0.07	0.66	24
37	0.1	0.47	25
	0.14	0.67	26
39	0.12	0.65	27
51	0.07	0.52	28
	0.13	0.84	29
31	0.09	0.66	30
	0.14	0.89	31
	0.09	0.74	32
	0.09	0.79	33
	0.19	0.87	34
41	0.1	0.46	35
	0.18	0.67	36
	0.12	0.7	37
	0.12	0.76	38
31	0.07	0.79	39
	0.11	0.8	40
22	0.13	0.8	41
	0.11	0.81	42
35	0.12	0.43	43
	0.08	0.77	44
	0.14	0.87	45

يتضح من الجدول 33، أن الفقرة (22) غير مطابقة بسبب قيمة معامل التدرج H_i

المنخفض لها، وأن الفقرة (24) غير مطابقة بسبب انتهاكها لافتراض تجانس الاطرادية للسمة

الخاص بافتراض منحنى خصائص الفقرة أنظر الملحق (13) و (14).

ط. أحادية البعد: للتحقق من أحادية البعد للاختبار، يجب وجود تساوق بين قيمة معامل التدرج لاختبار H Scale البالغة قيمته 0.1 وبين ثبات الاختبار Rho (معامل ارتباط سبيرمان) البالغة قيمته 0.79، بمعنى أنه لا يجوز أن تكون إحداهما صغيرة والأخرى كبيرة، وبناءً عليه فإن افتراض أحادية البعد لاختبار اختيار من متعدد يعتبر منتهكاً كون القيمتين سالفتي الذكر متناقضتين من حيث الكم. (Mokken, 1971).

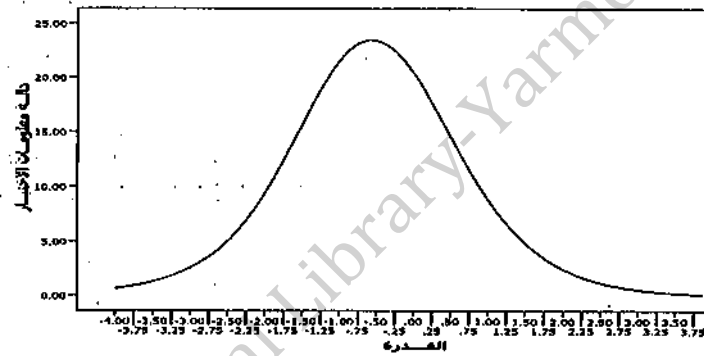
ي. تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفق طريقة Kernal Smothing(KS).

لتقدير معالم الفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين تم تقدير معلمة التمييز والصعوبة، والتخمين. والجدول (34) يبين ذلك.

جدول 34: تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفق KS

رقم الفرد	معلمة التمييز	معلمة الصعوبة	معلمة التخمين
1	0.219	0.923-	0.202
2	0.565	0.523-	0.748
3	0.631	1.744	0.483
4	0.702	0.914-	0.696
5	0.354	1.098-	0.157
6	0.430	0.387	0.282
7	0.230	0.215-	0.241
8	0.154	0.558	0.389
9	0.456	0.002-	0.330
10	0.422	0.081-	0.171
11	0.858	0.209	0.973
12	0.148	2.871-	0.111
13	0.843	0.233-	0.382
14	0.559	0.488-	0.389
15	0.248	0.887	0.325
16	0.779	1.567	0.595
17	0.394	0.390-	0.143
18	0.619	2.035	0.824
19	0.686	0.928	0.689
20	0.197	1.724	0.104
21	0.370	1.387-	0.132
22	0.834	2.245	0.696
23	0.328	0.675-	0.109
24	0.311	0.692-	0.233
25	0.865	1.932	0.418
26	0.618	0.387-	0.243
27	0.517	0.004-	0.331
28	0.298	4.341	0.499
29	0.455	1.617-	0.351
30	0.422	0.162	0.409
31	0.462	1.890-	0.492
32	0.202	1.751-	0.245
33	0.543	0.959	0.705
34	0.834	1.985-	0.128
35	0.467	2.523	0.419
36	0.618	1.779-	0.287
37	0.458	1.048-	0.142
38	0.403	1.274-	0.301
39	0.468	0.875	0.652
40	0.450	0.342	0.284
41	0.493	1.608-	0.181
42	0.554	1.311	0.474
43	0.435	0.702	0.184
44	0.232	2.008-	0.238
45	0.502	0.699	0.485

يتضح من الجدول (34) أن معلمة التمييز لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين (أسئلة الصواب والخطأ) تراوحت بين (0.15 - 0.86) بمتوسط حسابي مقداره (0.470) وانحراف معياري مقداره (0.183)، والصعوبة تراوحت بين ((-2.87) - (4.34)) بمتوسط حسابي مقداره (0.003) وانحراف معياري مقداره (1.457). أما معلمة التخمين فقد بلغت أقل قيمة لها (0.104) وأعلى قيمة لها (0.746) بمتوسط حسابي مقداره (0.358) وانحراف معياري مقداره (0.187).



الشكل 13. دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين وفق KS.

يلاحظ من الشكل (13)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار الاختيار من متعدد (بديلين) لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-0.5)؛ بمعنى أن اختبار اختيار من متعدد (بديلين) لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسط بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها الاختبار لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

ثالثاً: التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار اختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة وفقاً لنموذج موكن **Mokken** اللابارامتري في نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية؟ فقد تم تطبيق برنامج MSP5 على كافة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة وفقاً لنموذج **Mokken** في نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية، حيث كانت إجراءات تطبيقه على النحو الآتي:

أ. تم حساب المتوسطات الحسابية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل البالغ عددها 45 فقرة، ورصد التكرارات الملاحظة Observed Frequencies للإجابات الصحيحة والخطأ عليها، والجدول 35 يبين ذلك.

جدول 35: الإحصائيات الوصفية لفقرات اختبار اختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة

رقم الفترة	المتوسط الحسابي	التكرارات ضمن نمط الاستجابة
1	0	1
666	834	0.44
890	610	0.59
625	875	0.42
751	749	0.5
1073	427	0.72
1263	237	0.84
714	786	0.48
1011	489	0.67
631	869	0.42
729	771	0.49
1150	350	0.77
758	742	0.51
1026	474	0.68
657	843	0.44
1152	348	0.77
795	705	0.53
1158	342	0.77
1041	459	0.69
725	775	0.48
976	524	0.65
886	614	0.59
1092	408	0.73
1065	435	0.71
645	855	0.43
853	647	0.57
1061	439	0.71
1289	211	0.86
1051	449	0.7
763	737	0.51
907	593	0.6
1053	447	0.7
871	629	0.58
1106	394	0.74
1253	247	0.84
819	681	0.55
1337	163	0.89
1202	298	0.8
825	675	0.55
882	618	0.59
1139	361	0.76
714	786	0.48
1301	199	0.87
880	620	0.59
1110	390	0.74
819	681	0.55

ب. حساب تكرارات الأخطاء الملاحظة لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان: لأغراض حساب تكرارات الأخطاء الملاحظة لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات الاختبار، بحيث يتم رصد عدد التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه الجدول (26) من زوج الفقرتين والتكرارات الملاحظة للإجابات الخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول (26) داخل التقاطع بين زوج الفقرتين، والجدول (27) يبين كيفية إجراء التقاطع بين زوج الفقرتين (1، 2) من حيث رصد التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ.

جدول 36: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات الملاحظة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ

التكرار المشاهد	الفقرة رقم 1 بمتوسط حسابي مقداره 0.64		الكلية
	0	1	
الفقرة رقم 2 بمتوسط حسابي مقداره 0.4	85	475	533
1	91	876	967
الكلية	149	1351	1500

يتضح من الجدول 27، أن الفقرة 1 هي أصعب من الفقرة 2، مما يترتب عليه اختيار تكرار الأفراد الذين أجابوا بشكل إيجابي (إجابات صحيحة) على الفقرة الأصعب وهي في هذه الحالة الفقرة 1، ومقاطعته مع تكرار الأفراد الذين أجابوا بشكل سلبي (إجابات خطأ) على الفقرة الأسهل وهي في هذه الحالة الفقرة 2، مما يقود إلى استنتاج التكرار للخطأ المشاهد وفقاً لأسلوب جتمان وهو في هذه الحالة 91. (Hardouin, 2004)

وفي ضوء ما تقدم؛ تم حساب مصفوفة التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل، وذلك كما هو موضح في الملحق

(15)، كما تم عمل رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة

أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل، وذلك كما هو موضح في الملحق (16).

ج. حساب تكرارات الأخطاء المتوقعة **Expected Errors Frequencies** لأزواج فقرات

اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان: لأغراض حساب تكرارات

الأخطاء المتوقعة لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفقاً لأسلوب

جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات الاختبار، بحيث يتم حساب

مجموع التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه

الجدول 27 من زوج الفقرتين وحساب مجموع التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة

والخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول 27 داخل التقاطع بين زوج الفقرتين، فإجراء

عملية الضرب الحسابية للمجموعين سالف الذكر، ثم إجراء عملية القسمة الحسابية لنتائج عملية

الضرب الحسابية للمجموعين سالفة الذكر على العدد الكلي لأفراد الدراسة، والجدول 28 يبين

كيفية حساب التكرار المتوقع للأخطاء وفقاً لأسلوب جتمان للتقاطع بين زوج الفقرتين (1، 2).

جدول 37: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات المتوقعة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ لثلاث بدائل

التكرار المشاهد	الفقرة رقم 1 بمتوسط حسابي مقداره 0.64		الكلي
	0	1	
0	$\frac{533 \times 149}{1500} = 52.9$	$\frac{533 \times 1351}{1500} = 480.1$	533
1	$\frac{967 \times 149}{1500} = 96.1$	$\frac{967 \times 1351}{1500} = 870.9$	967
الكلي	149	1351	1500

يتضح من الجدول 28، أن نتائج إجراء عملية الضرب الحسابية لمجموع تكرار الأفراد

المقابل أفقياً للخلية التقاطعية المتنبأة في ضوء نتائج الجدول 27 في مجموع تكرار الأفراد المقابل

عمودياً للخلية التقاطعية المتنبأة في ضوء نتائج الجدول 26 مقسوماً على العدد الكلي لأفراد

الدراسة، مما يقود إلى استنتاج التكرار للخطأ المتوقع وفقاً لأسلوب جتمان وهو في هذه الحالة

96.1 (Hardouin, 2004)

وفي ضوء ما تقدم؛ تم حساب مصفوفة التكرارات للأخطاء المتوقعة وفقاً لأسلوب جتمان

لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل، وذلك كما هو موضح في الملحق (17).

د. حساب معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل H_{ij}

(item-pair scalability coefficients H_{ij}) وفقاً لأسلوب Loevinger: لأغراض حساب

معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} وفقاً لأسلوب Loevinger؛ يتم قيمة تكرار الخطأ المشاهد

لكل زوج من أزواج الفقرات على تكرار الخطأ المتوقع المناظر لكل زوج من أزواج كافة مطروحاً

من واحد صحيح، وذلك وفقاً للمعادلة (1): (Hardouin, Mesbah; 2004)

والملحق (18) يبين مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد

ذو الثلاثة بدائل H_{ij} والبالغ عددها 990 زوجاً.

يلاحظ من الملحق (18)، أن مدى قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من

متعدد ذو الثلاثة بدائل قد تراوح بين (-0.06) - إلى (0.37) ، حيث يقول (Molenaar; 1991)

بإمكانية حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات في حالة أن التباين بين علامتي الفقرتين i و j

يساوي صفراً؛ لكن معادلة حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} تصبح في هذه الحالة

غير صحيحة؛ كون الفقرات التي تتبع لتدرج Mokken يجب أن تكون قيم معاملات التدرج

لأزواج الفقرات موجبة $(H_{ij} > 0)$ (Mokken; 1971). وفي ضوء ما تقدم؛ فإن مدى قيم معاملات

التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل يصبح متراوحاً بين (0.01) إلى

(0.37) ، والجدول 29، يبين عدد أزواج الفقرات السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج

فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل H_{ij} ، والبالغ عددها الكلي 27 زوجاً.

جدول 38: عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبارات اختيار من متعدد ذو

الثلاثة بدائل Hij

رقم الفقرة	التكرار	أرقام الفقرات التي تتقاطع معها:
22	6	6, 11, 28, 33, 37, 43
44	6	7, 16, 25, 31, 35, 39
28	5	5, 16, 20, 22, 34
33	5	2, 3, 18, 22, 24
20	3	28, 37, 41
16	3	28, 31, 44
1	3	3, 24, 30
35	2	7, 44
3	2	1, 33
7	2	35, 44
24	2	1, 33
31	2	16, 44
37	2	20, 22
43	1	22
25	1	44
6	1	22
23	1	32
18	1	33
5	1	28
32	1	23
41	1	20
11	1	22
34	1	28
2	1	33

هـ. التحقق من الفرضية الصفرية؛ القائلة بـ: "لا تختلف قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل عن الصفر" وفي حال رفض الفرضية الصفرية تستبدل بالفرضية البديلة القائلة بـ: "أن قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل أكبر من صفر" (Molennar and Sijtsma, 2000; Sijtsma) (and Molennar, 2002; Van der Ark, 2007): لأغراض التحقق من الفرضية الصفرية سالفة الذكر؛ تم حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} (item-pair scalability coefficients Z_{ij}) وفقاً لأسلوب Loevinger باستخدام المعادلة (27):

فإذا كانت قيمة الناتج للمعادلة أقل من أو تساوي صفراً فإنه يتم تشخيص قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} المحققة للفرضية الصفرية والمنتهاة للفرضية البديلة (Mokken, 1971)، والملحق (19) يبين قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} .

يلاحظ من الملحق (19)، أنه على الرغم من وجود أزواج فقرات سالبة أو صفرية إلا أنها ولإنخفاض أعدادها لم تنتهك افتراض أحادية البعد أو الاستقلال الموضوعي.

و. حساب المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل H_i و Z_i (Item Scalability Coefficients H_i, Z_i): حيث يتم حساب المتوسطات الحسابية للفقرات، وكذلك يتم حساب قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل H_i باستخدام المعادلة (2):

وكذلك يتم حساب قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل Z_i باستخدام المعادلة (28):

والجدول 30 يبين المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} و Z_{ij} لاختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل.

جدول 39: المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل H_i

و Z_i مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية

رقم الفقرة	متوسط الحسابي	H_i	Z_i
43	0.43	0.12	18.15
35	0.45	0.09	15.09
20	0.46	0.05	8.23
25	0.47	0.12	19.92
28	0.55	0.08	11.00
3	0.56	0.08	15.78
10	0.59	0.13	25.77
18	0.59	0.07	14.76
6	0.60	0.11	22.36
7	0.61	0.07	13.16
17	0.61	0.10	20.85
42	0.61	0.11	22.59
40	0.61	0.10	19.47
23	0.64	0.09	17.75
27	0.64	0.11	23.03
1	0.64	0.05	10.23
18	0.65	0.08	12.46
15	0.66	0.11	23.53
9	0.66	0.12	23.68
5	0.67	0.11	23.76
22	0.67	0.05	10.41
45	0.67	0.12	24.05
24	0.68	0.07	15.04
28	0.68	0.13	27.26
19	0.69	0.10	20.69
30	0.70	0.10	20.13
37	0.70	0.10	21.17
14	0.72	0.12	24.82
13	0.72	0.15	31.37
8	0.72	0.08	16.91
21	0.73	0.13	26.28
12	0.74	0.07	13.44
32	0.75	0.09	17.19
44	0.76	0.05	8.73
36	0.77	0.13	25.50
39	0.79	0.10	17.47
41	0.80	0.13	22.65
33	0.82	0.07	11.31
11	0.84	0.13	21.69
29	0.84	0.14	22.50
38	0.86	0.19	28.17
34	0.88	0.18	25.68
4	0.89	0.17	23.70
31	0.90	0.15	20.16
2	0.90	0.13	16.67

يلاحظ من الجدول 30، أن مدى المتوسطات الحسابية للفقرات تراوح بين (0.43-0.90)، وأن مدى قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل H_i قد تراوح بين (0.05 - 0.19)، وأن مدى قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل Z_i قد تراوح بين (8.23-31.37).

ز. استخراج توزيع التكرار المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار: وذلك كما هو مبين في الجدول 31.

جدول 40: توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار.

علامة الاختبار	التكرار	علامة الاختبار	التكرار
0	0	23	47
1	1	24	48
2	2	25	58
3	3	26	73
4	4	27	81
5	5	28	74
6	6	29	65
7	7	30	81
8	8	31	89
9	9	32	85
10	10	33	81
11	11	34	83
12	12	35	96
13	13	36	88
14	14	37	72
15	15	38	73
16	16	39	56
17	17	40	39
18	18	41	27
19	19	42	18
20	20	43	17
21	21	44	4
22	22	45	1

في ضوء نتائج الجدول 31، يتضح أن قيمة المتوسط الحسابي لعلامات الطلبة 28.48 بانحراف معياري مقداره 6.59 والتواء مقداره -0.2 وتقلطح مقداره -0.41، والملحق (20) يوضح توزيع علامات الطلبة على الاختبار.

كما وبلغت قيمة معامل التدرج H للاختبار 0.1 التي يُصنف الاختبار في ضوءها على أنه اختبار ضعيف (Van der Ark, 2007)، حيث تُحسب قيمة معامل تدرج الاختبار H باستخدام المعادلة (29): (Mokken, 1971)، كما بلغت قيمة Z للاختبار 90.78 وذلك باستخدام المعادلة (30): (Mokken, 1971).

كما تم استخراج توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط استجابة الطلبة، وذلك كما هو مبين في الجدول 32.

جدول 41: توزع تكرار أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة

[illegible]

حيث يلاحظ في ضوء نتائج الجدول 32، أن قيمة المتوسط الحسابي لأخطاء جتمان قد بلغت 131.13 بانحراف معياري مقداره 55.51.

ح. لأغراض التحقق من افتراض تجانس اطارادية السمة Latent Monotone Homogeneity لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل ؛ يتم تقسيم توزيع علامات الطلبة على فقرة ما إلى ثمانية مجموعات Group، ثم يتم رصد أدنى وأعلى علامة للطلبة ضمن مدى يسمى Restscore لكل مجموعة من المجموعات الثمانية سالفة الذكر شريطة ألا يتقاطع الحد الأعلى لمدى المجموعة الأولى مع الحد الأدنى لمدى المجموعة الثانية وهكذا تستمر العملية على النحو السابق....، ثم يتم رصد عدد أفراد كل مجموعة N، ثم يتم رصد عدد أفراد كل

مجموعة وفقاً لتدرجات الفقرة Frequencies per item value، ثم يتم حساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة، وأخيراً يتم حساب نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) الخاصة بكل مجموعة، ثم يأتي الحكم على تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity بالتركيز على أن تتزايد (لا تتناقص) قيم نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) في حال الانتقال من مجموعة أدنى إلى مجموعة أعلى، وفي حال حدوث تراجع (تناقص) في قيم نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) في مجموعة متقدمة - قد تكون الثانية، أو الثالثة، أو الثامنة - يتم حساب الفرق بين المجموعة التي حدث فيها تراجع (تناقص) في قيم نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) لأي من المجموعات المتقدمة وبين المجموعة التي تسبقها من حيث الترتيب؛ فإذا كان الفارق أكبر من قيمة الحد الأدنى Lowerbound هو في هذه الحالة 0.03 عند مستوى دلالة إحصائية 0.05 والمتبني لإجراء التحليل التوكيدي للاختبار كوحدة واحدة Test Confirmatory Factor Analysis، حيث لا يجوز التعامل مع الاختبار بطريقتي الاختبار الأوتوماتيكي لفقرات الاختبار Automated Item Selection Procedure وهما (Search Normal, Search Extended) ذلك أنهما تعملان وفقاً لطريقة التحليل العنبري الاستكشافي اللتان تفرزان مجموعة من الاختبارات الفرعية المستمدة من الاختبار الرئيس في حال تعددية الأبعاد للاختبار خاصة أنهما تشترطان أن تكون قيمة الحد الأدنى Lowerbound تساوي 0.3، وهذا الأمر خارج اهتمام الدراسة الحالية؛ إذ أنها تفترض أن اختبار (اختبار من متعدد) هو اختبار أحادي البعد؛ ذلك أنه يقيس سمة واحدة نظرياً هي (أثر عدد البدائل) (Molenaar, Sijtsma, 2000; Molenaar, Sijtsma, 2002)، وذلك كما هو مبين في الملحق (21).

يتضح من الملحق 20، أن نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) للفقرة الأولى قد كانت 0.69، ثم 0.72، ثم 0.64 وهي قيمة تقل عن القيمة السابقة لها في المجموعة الأولى؛ مما يقود إلى الشك في انتهاك تجانس اطرادية السمة ظاهرياً، مما يستوجب طرح القيمة 0.72 للفئة السادسة من القيمة 0.64 للفئة الثانية؛ فإذا كان الفارق بين القيمتين أكبر من 0.03 فمعنى ذلك وجود انتهاك

لتجانس اطرادية السمة وهي في هذه الحالة تبلغ 0.08؛ مما يعني أن الفقرة الأولى مشكك فيها من حيث أنها تسيئ لتجانس السمة الكامنة.

ط. ملخص مطابقة فقرات اختبار اختيار من متعدد (ثلاثة بدائل) لنموذج نظرية استجابة

الفقرة اللابارامترية (الأول؛ تجانس الاطرادية) (Monotone Homogeneity Model):

وذلك كما هو مبين في الجدول 33 وفقاً لقيمة معامل تسديج الفقرة H_i ووفقاً لانتهاك

افتراض تجانس اطرادية السمة (Latent Monotonicity Homogeneity).

جدول 42: ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل للنموذج نظرية استجابة الفقرة

اللابارامترية وفقاً لقيمة H_i للفقرة وتجانس الاطرادية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	H_i	تجانس الاطرادية
1	0.64	0.05	50
2	0.9	0.13	
3	0.58	0.08	35
4	0.89	0.17	
5	0.67	0.11	
6	0.6	0.11	24
7	0.61	0.07	
8	0.72	0.08	
9	0.66	0.12	27
10	0.59	0.13	
11	0.84	0.13	
12	0.74	0.07	28
13	0.72	0.15	
14	0.72	0.12	
15	0.66	0.11	
16	0.59	0.07	33
17	0.61	0.1	24
18	0.65	0.08	26
19	0.69	0.1	
20	0.48	0.05	41
21	0.73	0.13	
22	0.67	0.05	
23	0.64	0.08	
24	0.68	0.07	24
25	0.47	0.12	28
26	0.68	0.13	
27	0.64	0.11	
28	0.55	0.06	28
29	0.84	0.14	
30	0.7	0.1	
31	0.9	0.15	
32	0.76	0.09	
33	0.82	0.07	
34	0.88	0.18	
35	0.45	0.09	69*
36	0.88	0.19	
37	0.7	0.1	26
38	0.77	0.13	
39	0.79	0.1	
40	0.61	0.1	23
41	0.8	0.13	
42	0.61	0.11	33
43	0.43	0.12	
44	0.76	0.05*	31
45	0.67	0.12	

يتضح من الجدول 33، أن الفقرة (35) قد كان مشكك في أنها تنتهك افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity (لا أن مؤشر القيمة الحرجة (Crit) قد أثبت أن الفقرة ذات الرقم (35) هي غير مسؤولة عن انتهاك افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity حيث بلغت قيمتها لها (69)؛ حيث أنها تعتبر غير منتهكة لافتراض تجانس الاطرادية للسمة فعندما تتخطى القيمة 80 في الظروف الطبيعية لكافة الاختبارات التي تتألف من 4 إلى 40 فقرة وبأحجام عينات تتراوح بين 100 إلى 3000 مشارك في الاختبارات لا يتم انتهاك افتراض الإطرادية، كما أن القيم المنخفضة لمؤشر القيمة الحرجة (Crit.) إذا قلت دون 80 فهذا مؤشر على أن أي فقرة على الأغلب لا تنتهك افتراض تجانس اطرادية السمة. (Molenaar, Sijtsma, 2000).

كما يتضح أيضاً من الجدول 33، أن الفقرة (44) غير مطابقة بسبب قيمة معامل التدرج H_1 المنخفض لها، وأن الفقرة (35) غير مطابقة بسبب انتهاكها لافتراض تجانس الاطرادية للسمة. كما تم عمل رسم بياني لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل توضح تجانس اطرادية السمة لكافة فقرات الاختبار، وذلك كما في الملحق (22).

ي. أحادية البعد: للتحقق من أحادية البعد للاختبار، يجب وجود تساوي بين قيمة معامل التدرج لاختبار H Scale البالغة قيمته 0.1 وبين ثبات الاختبار Rho البالغة قيمته 0.79، بمعنى أنه لا يجوز أن تكون إحداها صغيرة والأخرى كبيرة، وبناءً عليه فإن افتراض أحادية البعد اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل يعتبر منتهكاً كون القيمتين سالفتي الذكر متناقضتين من حيث الكم. (Mokken, 1971).

ك. تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفق طريقة كيرنل

.KS

لتقدير معالم الفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل تم تقدير معلمة التمييز والصعوبة، والتخمين. والجدول (34) يبين ذلك.

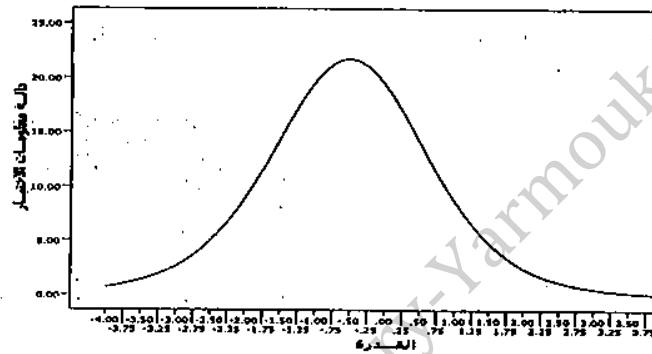
جدول 43: تقدير معلمة التمييز والصعوبة في الفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل

رقم الفقرة	معلمة التمييز	معلمة الصعوبة	معلمة التخمين
1	0.183	0.163	0.302
2	0.310	-1.117	0.671
3	0.399	1.992	0.432
4	0.840	-0.792	0.628
5	0.363	-0.672	0.177
6	0.447	1.809	0.544
7	0.195	5.431	0.599
8	0.318	-1.103	0.278
9	0.390	-0.591	0.195
10	0.474	-0.149	0.177
11	0.326	0.109	0.737
12	0.568	1.027	0.628
13	1.117	0.103	0.478
14	0.461	-0.807	0.226
15	0.469	-0.524	0.211
16	0.545	2.337	0.603
17	0.282	1.986	0.470
18	0.315	2.635	0.574
19	0.452	-0.435	0.298
20	0.123	2.856	0.179
21	0.728	0.346	0.540
22	0.164	-1.262	0.216
23	0.206	-1.029	0.079
24	0.609	1.129	0.560
25	0.364	-0.028	0.058
26	0.970	0.709	0.582
27	0.180	0.251	0.210
28	0.267	1.191	0.277
29	0.434	-2.342	0.158
30	0.351	-0.933	0.202
31	0.465	-2.430	0.319
32	0.353	-0.835	0.346
33	0.638	1.395	0.763
34	0.808	-0.902	0.575
35	0.409	1.372	0.299
36	0.924	-0.246	0.713
37	0.154	-0.744	0.241
38	0.752	0.017	0.529
39	0.487	0.477	0.611
40	0.470	1.718	0.540
41	0.336	-1.851	0.241
42	0.166	2.666	0.444
43	0.309	0.756	0.047
44	0.328	2.458	0.683
45	0.493	0.743	0.504

يتضح من الجدول أن قيمة معلمة التمييز قد تراوحت بين (0.123 - 1.117) بمتوسط

حسابي مقداره (0.441) وانحراف معياري مقداره (0.228)، والصعوبة تراوحت بين ((-2.43)

- (5.431) بمتوسط حسابي مقداره (0.376) وانحراف معياري مقداره (0.553). أما معلمة التخمين فقد بلغت أقل قيمة لها (0.047) وأعلى قيمة لها (0.763) بمتوسط حسابي مقداره (0.403) وانحراف معياري مقداره (0.204).



شكل 14. دالة معلومات اختبار اختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل وفق KS.

يلاحظ من الشكل (14)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-0.5)؛ بمعنى أن اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسط بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها اختبار الاختيار من متعدد ذو الثلاثة بدائل لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن الاختبار يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

رابعاً: التحقق من خصائص البيانات التي تم توليدها لاختبار اختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة وفقاً لنموذج Mokken في نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية؛ فقد تم تطبيق برنامج MSP5 على كافة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة وفقاً لنموذج Mokken في نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية، حيث كانت إجراءات تطبيقه على النحو الآتي:

أ. حساب المتوسطات الحسابية لفقرات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل البالغ عددها 45 فقرة، ورصد التكرارات الملاحظة Observed Frequencies للإجابات الصحيحة والخطأ عليها، والجدول يبين ذلك.

جدول 44: الإحصائيات الوصفية لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة.

رقم الفترة	المتوسط النسبي	التكرارات ضمن نمط الاستجابة	1	0
1	0.44	834	666	
2	0.59	610	890	
3	0.42	875	625	
4	0.5	749	751	
5	0.72	427	1073	
6	0.84	237	1263	
7	0.48	786	714	
8	0.67	489	1011	
9	0.42	869	631	
10	0.49	771	729	
11	0.77	350	1150	
12	0.51	742	758	
13	0.68	474	1026	
14	0.44	843	657	
15	0.77	348	1152	
16	0.53	705	795	
17	0.77	342	1158	
18	0.69	459	1041	
19	0.48	775	725	
20	0.65	524	976	
21	0.59	614	886	
22	0.73	408	1092	
23	0.71	435	1065	
24	0.43	855	645	
25	0.57	647	853	
26	0.71	439	1061	
27	0.86	211	1289	
28	0.7	449	1051	
29	0.51	737	763	
30	0.6	593	907	
31	0.7	447	1053	
32	0.58	629	871	
33	0.74	394	1106	
34	0.84	247	1253	
35	0.55	681	819	
36	0.89	163	1337	
37	0.8	298	1202	
38	0.55	675	825	
39	0.59	618	882	
40	0.76	361	1139	
41	0.48	786	714	
42	0.87	199	1301	
43	0.59	620	880	
44	0.74	390	1110	
45	0.55	681	819	

ب. حساب تكرارات الأخطاء الملاحظة لأزواج فقرات فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو

الأربعة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان: لأغراض حساب تكرارات الأخطاء الملاحظة لأزواج

الفقرات وفقاً لأسلوب جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات

الاختبار، بحيث يتم رصد عدد التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه الجدول (35) من زوج الفقرتين والتكرارات الملاحظة للإجابات الخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول (35) داخل التقاطع بين زوج الفقرتين، والجدول (36) يبين كيفية إجراء التقاطع بين زوج الفقرتين (1، 2) من حيث رصد التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ.

جدول 45: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات الملاحظة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ

التكرار المشاهد	الفقرة رقم 1 بمتوسط حسابي مقداره 0.44	الفقرة رقم 2 بمتوسط حسابي مقداره 0.59	
		0	1
0	364	246	610
1	470	420	890
الكلي	834	666	1500

يتضح من الجدول 36، أن الفقرة رقم 1 هي أصعب من الفقرة رقم 2، مما يترتب عليه اختيار تكرار الأفراد الذين أجابوا بشكل إيجابي (إجابات صحيحة) على الفقرة الأصعب وهي في هذه الحالة الفقرة رقم 1، ومقاطعته مع تكرار الأفراد الذين أجابوا بشكل سلبي (إجابات خطأ) على الفقرة الأسهل وهي في هذه الحالة الفقرة رقم 1، مما يقود إلى استنتاج التكرار للخطأ المشاهد وفقاً لأسلوب جتمان وهو في هذه الحالة 246. (Hardouin, 2004)

وفي ضوء ما تقدم؛ تم حساب مصفوفة التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبارات الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل ، وذلك كما هو موضح في الملحق (23)، كما تم إنشاء رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبارات الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل ، وذلك كما هو موضح في الملحق (24).

ج. حساب تكرارات الأخطاء المتوقعة Expected Errors Frequencies لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان: لأغراض حساب تكرارات الأخطاء المتوقعة لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات الاختبار، بحيث يتم حساب مجموع التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه الجدول 35 من زوج الفقرتين وحساب مجموع التكرارات الملاحظة للإجابات الصحيحة والخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول 36 داخل التقاطع بين زوج الفقرتين، فإجراء عملية الضرب الحسابية للمجموعين سالف الذكر، ثم إجراء عملية القسمة الحسابية لنتائج عملية الضرب الحسابية للمجموعين سالفة الذكر على العدد الكلي لأفراد الدراسة، والجدول 37 يبين كيفية حساب التكرار المتوقع للأخطاء وفقاً لأسلوب جتمان للتقاطع بين زوج الفقرتين (1، 2).

جدول 46: تقاطع زوج الفقرتين (1، 2) للتكرارات المتوقعة لكل من الإجابات الصحيحة والخطأ

التكرار المشاهد	الفقرة رقم 1 بمتوسط حسابي مقداره 0.70		الفقرة رقم 2 بمتوسط حسابي مقداره 0.8	التكرار المشاهد
	0	1		
0	$\frac{610 \times 834}{1500} = 339.2$	$\frac{610 \times 666}{1500} = 270.8$	610	0
1	$\frac{890 \times 834}{1500} = 494.8$	$\frac{890 \times 666}{1500} = 395.2$	890	1
	834	666	1500	الكلي

يتضح من الجدول 37، أن نتائج إجراء عملية الضرب الحسابية لمجموع تكرار الأفراد المقابل أفقياً للخلية التقاطعية المتنبأة في ضوء نتائج الجدول 36 في مجموع تكرار الأفراد المقابل عمودياً للخلية التقاطعية المتنبأة في ضوء نتائج الجدول 35 مقسوماً على العدد الكلي لأفراد الدراسة، مما يقود إلى استنتاج التكرار للخطأ المتوقع وفقاً لأسلوب جتمان وهو في هذه الحالة

270.8 (Hardouin, 2004).

وفي ضوء ما تقدم؛ تم حساب مصفوفة التكرارات للأخطاء المتوقعة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل، وذلك كما هو موضح في الملحق (25).

د. حساب معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل H_{ij} (item-pair scalability coefficients H_{ij}) وفقاً لأسلوب Loevinger: لأغراض حساب معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} وفقاً لأسلوب Loevinger؛ يتم قسمة تكرار الخطأ المشاهد لكل زوج من أزواج الفقرات على تكرار الخطأ المتوقع المناظر لكل زوج من أزواج كافة الفقرات مطروحاً من واحد صحيح، وذلك وفقاً للمعادلة التالية (1): (Hardouin, Mesbah; 2004)

والملحق (26) يبين مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد (أربعة بدائل) H_{ij} والبالغ عددها 990 زوجاً.

يلاحظ من الملحق (26)، أن مدى قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل قد تراوح بين (-0.05 إلى 0.44)، حيث يقول (Molenaar; 1991) بإمكانية حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات في حالة أن التباين بين علامتي الفقرتين أو يساوي صفراً؛ لكن معادلة حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} تصبح في هذه الحالة غير صحيحة؛ كون الفقرات التي تتبع لتدرج Mokken يجب أن تكون قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات موجبة ($H_{ij} > 0$) (Mokken; 1971). وفي ضوء ما تقدم؛ فإن مدى قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل يصبح متراوحاً بين (0.01 إلى 0.44)، والجدول 38، يبين عدد أزواج الفقرات السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل H_{ij} ، والبالغ عددها الكلي 20 زوجاً.

جدول 47: عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات الاختبار من متعدد ذو الأربعة بدائل H_{ij} .

رقم الفقرة	التكرار	أرقام الفقرات التي تتقاطع معها:
44	7	3, 9, 41, 31, 26, 11, 36
10	6	41, 4, 35, 45, 8, 37
9	4	4, 30, 33, 44
2	3	13, 15, 17
3	2	12, 44
31	2	44, 36
41	2	44, 40
8	1	10
11	1	44
12	1	3
13	1	14
15	1	2
17	1	2
26	1	44
30	1	9
35	1	10
36	1	44
37	1	10
38	1	4
40	1	41
45	1	10

د. التحقق من الفرضية الصفرية؛ القائلة بـ: "لا تختلف قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل عن الصفر" وفي حال رفض الفرضية الصفرية تستبدل بالفرضية البديلة القائلة بـ: "أن قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل أكبر من صفر" (Molennar and Sijtsma, 2000; (Sijtsma and Molenarr, 2002; Van der Ark, 2010): لأغراض التحقق من الفرضية الصفرية سالفة الذكر؛ تم حساب قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} (item-pair scalability coefficients Z_{ij}) وفقاً لأسلوب Loevinger باستخدام المعادلة (27):

فإذا كانت قيمة الناتج للمعادلة أقل من أو تساوي صفراً فإنه يتم تشخيص قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات H_{ij} اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل المحققة للفرضية الصفرية والمنتهكة للفرضية البديلة (Mokken, 1971)، والملحق (27) يبين قيم معاملات التدرج لأزواج الفقرات Z_{ij} اختبار الاختيار من متعدد (أربعة بدائل).

يلاحظ من الملحق (27)، أنه على الرغم من وجود فقرات ترتبط بين بعضها البعض بعلاقات سالبة أو صفرية إلا أن أعدادها ليست بالضخامة التي تنتهك افتراض أحادية البعد أو افتراض الاستقلال الموضعي.

و. تم حساب المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل H_i و Z_i (Item Scalability Coefficients H_i, Z_i): حيث يتم حساب المتوسطات الحسابية للفقرات، وكذلك يتم حساب قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل H_i باستخدام المعادلة (2):

وكذلك يتم حساب قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل Z_i باستخدام المعادلة (28):

والجدول 39 يبين المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لأزواج فقرات H_{ij} و Z_{ij} اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل.

جدول 48: المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل Z_i و H_i مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	H_i	Z_i
3	0.42	0.07	12.81
9	0.42	0.07	11.21
24	0.43	0.13	23.16
14	0.44	0.09	15.54
1	0.44	0.15	26.19
7	0.48	0.15	27.73
41	0.48	0.09	16.77
19	0.48	0.11	20.74
10	0.49	0.04	7.94
4	0.5	0.07	13.39
12	0.51	0.12	23.16
29	0.51	0.08	12.32
16	0.53	0.11	22.47
35	0.55	0.11	21.7
45	0.55	0.09	18.47
38	0.55	0.08	16.63
26	0.57	0.17	33.9
32	0.58	0.07	14.9
43	0.59	0.09	17.13
39	0.59	0.11	22.6
21	0.59	0.1	20.31
2	0.59	0.07	14.41
30	0.6	0.11	21.52
20	0.65	0.15	29.82
8	0.67	0.15	28.47
13	0.68	0.07	13.45
18	0.69	0.13	24.94
28	0.7	0.11	20.67
31	0.7	0.1	18.69
26	0.71	0.14	26.02
23	0.71	0.16	29.79
6	0.72	0.15	27.84
22	0.73	0.17	32.42
33	0.74	0.13	24.28
44	0.74	0.04	8.24
40	0.76	0.08	14.78
11	0.77	0.13	23.05
15	0.77	0.07	13.23
17	0.77	0.13	22.32
37	0.8	0.12	19.08
34	0.84	0.16	24.46
6	0.84	0.18	25.88
27	0.86	0.17	23.95
42	0.87	0.2	27.13
36	0.89	0.14	16.71

يلاحظ من الجدول 39، أن مدى المتوسطات الحسابية للفقرات تراوح بين (0.42-0.89)، وأن مدى قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل H_i قد تراوح بين (0.04 - 0.2)، وأن مدى قيم معاملات التدرج لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل Z_i قد تراوح بين (7.94-33.9).

و. استخراج توزيع التكرار المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار: وذلك كما هو مبين في الجدول

40.

جدول 40: توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار

العلامة الاختبار	التكرار	العلامة الاختبار	التكرار
0	0	23	64
1	0	24	72
2	0	25	47
3	0	26	86
4	0	27	91
5	0	28	72
6	0	29	85
7	0	30	95
8	1	31	80
9	2	32	85
10	1	33	78
11	4	34	59
12	4	35	66
13	2	36	50
14	14	37	51
15	12	38	42
16	18	39	32
17	24	40	26
18	33	41	11
19	36	42	5
20	36	43	8
21	39	44	4
22	65	45	0

في ضوء نتائج الجدول 40، يتضح أن قيمة المتوسط الحسابي لعلامات الطلبة 28.48

بانحراف معياري مقداره 596.0 والتواء مقداره (-0.20) وتقلطح مقداره (-0.41)، والملحق (28)

يوضح توزيع علامات الطلبة على الاختبار.

كما وبلغت قيمة معامل التدرج H للاختبار 0.11 التي يُصنّف الاختبار في ضوءها على

أنه اختبار ضعيف (Van der Ark, 2007)، حيث تُحسب قيمة معامل تدرج الاختبار H باستخدام

المعادلة (29): (Mokken, 1971)، كما بلغت قيمة Z للاختبار 96.97 وذلك باستخدام

المعادلة (30): (Mokken, 1971)

كما تم استخراج توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط استجابة الطلبة، وذلك كما هو مبين في

الجدول 41.

جدول 50: توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط استجابة الطلبة

عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار	عدد الأخطاء	تكرار
0	300	0	270	2	240	3	210	8	180	10	150	10	120	10	90	5	60	0	30	0	0
0	301	0	271	0	241	6	211	11	181	5	161	11	121	14	91	5	61	1	31	1	1
0	302	0	272	0	242	5	212	9	182	10	162	10	122	12	92	3	62	0	32	0	2
0	303	0	273	0	243	1	213	9	183	11	163	16	123	5	93	3	63	2	33	1	3
0	304	0	274	1	244	7	214	6	184	10	164	12	124	9	94	4	64	2	34	0	4
0	305	1	275	0	245	2	215	9	185	19	165	12	125	11	95	6	65	3	35	0	5
0	306	0	276	1	246	3	216	4	186	9	166	11	126	11	96	5	66	1	36	0	6
0	307	0	277	1	247	3	217	5	187	11	167	9	127	10	97	4	67	2	37	0	7
0	308	0	278	1	248	2	218	8	188	14	168	17	128	8	98	6	68	3	38	0	8
0	309	0	279	2	249	3	219	9	189	4	169	12	129	6	99	5	69	1	39	1	9
0	310	1	280	0	250	2	220	9	190	8	180	14	130	7	100	3	70	3	40	1	10
0	311	0	281	0	251	7	221	13	191	11	181	11	131	11	101	7	71	2	41	1	11
0	312	0	282	0	252	3	222	2	192	12	182	8	132	16	102	2	72	1	42	0	12
0	313	0	283	1	253	3	223	9	193	12	183	14	133	11	103	8	73	4	43	0	13
0	314	0	284	0	254	0	224	8	194	11	184	14	134	8	104	2	74	4	44	2	14
0	315	0	285	0	255	2	225	8	195	3	185	13	135	5	105	10	75	2	45	1	15
0	316	1	286	0	256	2	226	1	196	14	186	12	136	9	106	4	76	2	46	2	16
0	317	1	287	1	257	3	227	6	197	10	187	18	137	6	107	8	77	1	47	0	17
0	318	0	288	0	258	2	228	10	198	15	188	10	138	11	108	4	78	3	48	3	18
0	319	0	289	2	259	2	229	5	199	10	189	8	139	8	109	9	79	2	49	0	19
1	320	0	290	0	260	2	230	0	200	9	170	11	140	10	110	5	80	5	50	0	20
		0	291	1	261	4	231	4	201	12	171	10	141	8	111	3	81	4	51	1	21
		1	292	1	262	0	232	4	202	3	172	8	142	13	112	7	82	2	52	0	22
		0	293	0	263	4	233	5	203	11	173	10	143	4	113	6	83	4	53	2	23
		0	294	1	264	1	234	3	204	8	174	8	144	12	114	4	84	4	54	2	24
		0	295	0	265	6	235	5	205	13	175	15	145	12	115	13	85	8	55	0	25
		0	296	1	266	1	236	1	206	7	176	13	146	9	116	11	86	5	56	0	26
		0	297	0	267	2	237	2	207	10	177	9	147	14	117	3	87	5	57	0	27
		0	298	1	268	0	238	5	208	8	178	3	148	16	118	9	88	4	58	1	28
		0	299	1	269	1	239	5	209	6	179	15	149	11	119	7	89	8	59	0	29

حيث يلاحظ في ضوء نتائج الجدول 41، أن قيمة المتوسط الحسابي لأخطاء جتمان قد

بلغت 135.04 بانحراف معياري مقداره 49.91.

ز: لأغراض التحقق من افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone

Homogeneity لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل ؛ يتم تقسيم توزيع

علامات الطلبة على فقرة ما ولتكن في هذه الحالة الفقرة رقم 2 قسمت إلى ثمانية مجموعات

Group، ثم يتم رصد أدنى وأعلى علامة للطلبة ضمن مدى يسمى Restscore لكل مجموعة من المجموعات الثمانية سائلة الذكر شريطة ألا يتقاطع الحد الأعلى لمدى المجموعة الأولى مع الحد الأدنى لمدى المجموعة الثانية وهكذا تستمر العملية على النحو السابق....، ثم يتم رصد عدد أفراد كل مجموعة N، ثم يتم رصد عدد أفراد كل مجموعة وفقاً لتدرجات الفقرة Frequencies per item value، ثم يتم حساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة، وأخيراً يتم حساب نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) الخاصة بكل مجموعة، ثم يأتي الحكم على تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity بالتركيز على أن تتزايد (لا تتناقص) قيم نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) في حال الانتقال من مجموعة أدنى إلى مجموعة أعلى، وفي حال حدوث تراجع (تناقص) في قيم نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) في مجموعة متقدمة - قد تكون الثانية، أو الثالثة، أو الثامنة - يتم حساب الفرق بين المجموعة التي حدث فيها تراجع (تناقص) في قيم نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) لأي من المجموعات المتقدمة وبين المجموعة التي تسبقها من حيث الترتيب؛ فإذا كان الفارق أكبر من قيمة الحد الأدنى Lowerbound هو في هذه الحالة 0.03 عند مستوى دلالة إحصائية 0.05 والمتبنى لإجراء التحليل التوكيدي للاختبار كوحدة واحدة Test Confirmatory Factor Analysis، حيث لا يجوز التعامل مع الاختبار بطريقتي الاختبار الأوتوماتيكي لفقرات الاختبار Automated Item Selection Procedure وهما (Search Normal, Search Extended) ذلك أنهما تعملان وفقاً لطريقة التحليل العاملي الاستكشافي اللتان تفرزان مجموعة من الاختبارات الفرعية المستمدة من الاختبار الرئيس في حال تعددية الأبعاد للاختبار خاصة أنهما تشترطان أن تكون قيمة الحد الأدنى Lowerbound تساوي 0.3، وهذا

الأمر خارج اهتمام الدراسة الحالية؛ إذ أنها تفترض أن اختبار (اختيار من متعدد) هو اختبار أحادي البعد؛ ذلك أنه يقيس سمة واحدة نظرياً هي (أثر عدد البدائل) (Molenaar, Sijtsma, 2002; Molenaar, Sijtsma, 2000)، وذلك كما هو مبين في الملحق 29.

يتضح من الملحق 29، أن نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) للفقرة الثانية قد كانت 0.54، ثم 0.66، ثم 0.55 وهي قيمة تقل عن القيمة السابقة لها في المجموعة الأولى؛ مما يقود إلى الشك في انتهاك تجانس اطرادية السمة ظاهرياً، مما يستوجب طرح القيمة 0.52 للفئة الثالثة من القيمة 0.58 للفئة الثانية؛ فإذا كان الفارق بين القيمتين أكبر من 0.03 فمعنى ذلك وجود انتهاك لتجانس اطرادية السمة وهي في هذه الحالة تبلغ 0.11؛ مما يعني أن الفقرة الثانية مشكك فيها من حيث أنها تسيئ لتجانس السمة الكامنة.

كما تم عمل رسم بياني لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل توضح تجانس اطرادية السمة لكافة فقرات الاختبار، وذلك كما في الملحق (30).

ح. ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللابارامترية الأول؛ تجانس الاطرادية (Monotone Homogeneity Model):
وذلك كما هو مبين في الجدول 42 وفقاً لقيمة معامل تسديج الفقرة H_i ووفقاً لانتهاك

افتراض تجانس اطرادية السمة (Latent Monotonicity Homogeneity).

جدول 51: ملخص مطابقة فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لنموذج نظرية استجابة الفقرة

اللابارامترية وفقاً لقيمة H_i للفقرة وتجانس الاضطرابية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	H_i	الاضطرابية
1	0.44	0.15	
2	0.59	0.07	76*
3	0.42	0.07	43
4	0.50	0.07	43
5	0.72	0.15	
6	0.84	0.18	
7	0.48	0.15	
8	0.67	0.15	28
9	0.42	0.07	25
10	0.49	0.04*	48
11	0.77	0.13	
12	0.51	0.12	22
13	0.68	0.07	
14	0.44	0.09	33
15	0.77	0.07	
16	0.53	0.11	
17	0.77	0.13	
18	0.69	0.13	33
19	0.48	0.11	
20	0.65	0.15	
21	0.59	0.10	
22	0.73	0.17	
23	0.71	0.16	
24	0.43	0.13	
25	0.57	0.17	
26	0.71	0.14	
27	0.86	0.17	
28	0.70	0.11	33
29	0.51	0.06	35
30	0.60	0.11	
31	0.70	0.10	
32	0.58	0.07	
33	0.74	0.13	
34	0.84	0.16	
35	0.55	0.11	42
36	0.89	0.14	
37	0.80	0.12	23
38	0.55	0.08	33
39	0.59	0.11	24
40	0.76	0.08	
41	0.48	0.09	
42	0.87	0.20	
43	0.59	0.09	
44	0.74	0.04	54
45	0.55	0.09	34

يتضح من الجدول 42، أن الفقرة (2) قد كان مشكك في أنها تنتهك افتراض تجانس

اخرادية السمة Latent Monotone Homogeneity إلا أن مؤشر القيمة الحرجة (Crit.) قد أثبت

أن الفقرة ذات الرقم (2) هي غير مسؤولة عن انتهاك افتراض تجانس اخرادية السمة Latent

Monotone Homogeneity حيث بلغت قيمتها لها (76)؛ حيث أنها تعتبر غير منتهكة لافتراض تجانس الاطرادية للسمة فعندما تتخطى القيمة 80 في الظروف الطبيعية لكافة الاختبارات التي تتألف من 4 إلى 40 فقرة وبأحجام عينات تتراوح بين 100 إلى 3000 مشارك في الاختبارات لا يتم انتهاك افتراض الإطرادية، كما أن القيم المنخفضة لمؤشر القيمة الحرجة (Crit.) إذا قلت دون 80 فهذا مؤشر على أن أي فقرة على الأغلب لا تنتهك افتراض تجانس اطرادية السمة. (Molenaar, Sijtsma, 2000)

كما يتضح من الجدول 42، أن الفقرة (10) غير مطابقة بسبب قيمة معامل التدرج H_1 المنخفض لها، وأن الفقرات (2) غير مطابقة بسبب انتهاكها لافتراض تجانس الاطرادية للسمة. ط. أحادية البعد: للتحقق من أحادية البعد للاختبار، يجب وجود تساوي بين قيمة معامل التدرج لاختبار Scale H البالغة قيمته 0.11 وبين ثابت الاختبار Rho البالغة قيمته 0.8، بمعنى أنه لا يجوز أن تكون إحداها صغيرة والأخرى كبيرة، وبناءً عليه فإن افتراض أحادية البعد اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل يعتبر منتهكاً كون القيمتين سالفتي الذكر متناقضتين من حيث الكم. (Mokken, 1971).

ي. تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفق طريقة كيرنل

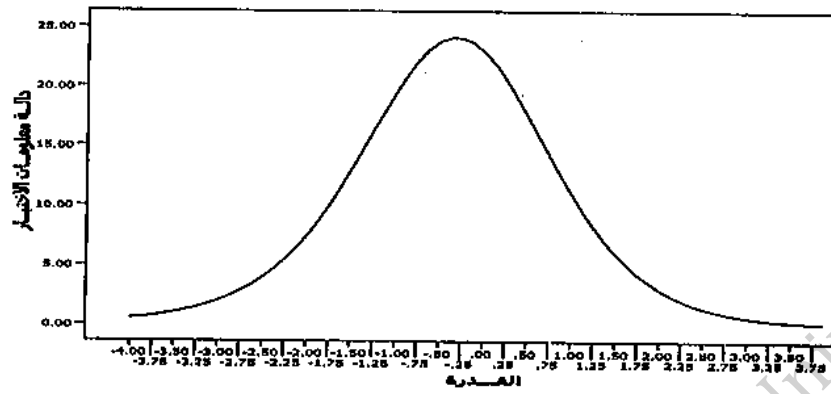
.KS

لتقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل تم تقدير معلمة التمييز والصعوبة، والتخمين. والجدول (43) يبين ذلك.

جدول 52: تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل

رقم الفقرة	معلمة التمييز	معلمة الصعوبة	معلمة التخمين
1	0.519	0.494	0.104
2	0.548	1.482	0.479
3	0.303	1.047	0.076
4	0.229	0.747	0.149
5	0.516	0.751-	0.238
6	0.644	0.622-	0.533
7	0.460	0.192	0.088
8	0.519	0.868-	0.083
9	0.095	12.795	0.414
10	0.259	2.528	0.329
11	0.428	0.906-	0.293
12	0.368	0.059	0.077
13	0.226	1.371-	0.129
14	0.190	5.068	0.358
15	0.286	1.133-	0.390
16	0.353	0.229-	0.047
17	0.621	0.051	0.542
18	0.436	0.900-	0.133
19	0.302	0.186	0.040
20	0.494	0.638-	0.077
21	0.333	0.518-	0.102
22	0.958	0.092-	0.438
23	0.501	1.234-	0.067
24	0.421	0.613	0.106
25	0.957	0.492	0.332
26	0.449	1.125-	0.188
27	0.664	0.439-	0.636
28	0.481	0.385	0.465
29	0.076	14.144	0.443
30	0.369	0.040-	0.155
31	0.570	0.612	0.563
32	0.572	1.919	0.516
33	0.749	0.291	0.531
34	0.589	1.216-	0.321
35	0.315	0.230-	0.035
36	0.387	2.251-	0.461
37	0.566	0.525	0.672
38	0.232	0.248-	0.044
39	0.423	0.734	0.314
40	0.068	13.556	0.721
41	0.290	0.252	0.021
42	0.661	0.622-	0.599
43	0.503	2.237	0.529
44	0.496	2.149	0.719
45	0.395	0.880	0.293

يتضح من الجدول (43) أن معلمة التمييز لفقرات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل تراوحت بين (0.07 - 0.96) بمتوسط حسابي مقداره (0.44) وانحراف معياري مقداره (0.20)، والصعوبة تراوحت بين ((-2.25) - (14.14)) بمتوسط حسابي مقداره (1.07) وانحراف معياري مقداره (3.59). أما معلمة التخمين فقد بلغت أقل قيمه لها (0.021) وأعلى قيمة لها (0.721) بمتوسط حسابي مقداره (0.31) وانحراف معياري مقداره (0.22).



شكل 15. دالة معلومات اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل وفق KS.

يلاحظ من الشكل (15)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-0.5)؛ بمعنى أن اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسط بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار الاختيار من متعدد ذو الأربعة بدائل يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

وفي ضوء ما تقدم؛ تمت الإجابة عن أسئلة الدراسة على النحو الآتي:

أولاً: للإجابة عن سؤال الدراسة الأول والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على تقدير معالم الفقرات باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟" فقد تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لكل معلمة من معالم الفقرات (التمييز، والصعوبة، والتخمين، واللامبالاة) باختلاف النموذجين البارامتري والنموذج اللابارامتري وفقاً لمتغير (عدد البدائل)، والجدول (44) يبين ذلك:

جدول 53: المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعالم الفقرات (الصعوبة، والتمييز، والتخمين،

واللامبالاة) باختلاف النموذجين وفقاً لمتغير عدد البدائل

الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	عدد البدائل	المعلمة
0.126	0.503	بدلين	معلمة التمييز وفقاً للنموذج الرباعي
0.181	0.582	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
0.221	0.620	أربعة بدائل	
0.489	-0.815	بدلين	معلمة الصعوبة وفقاً للنموذج الرباعي
0.745	-0.456	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
0.700	-0.324	أربعة بدائل	
0.056	0.277	بدلين	معلمة التخمين وفقاً للنموذج الرباعي
0.092	0.268	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
0.079	0.251	أربعة بدائل	
0.039	0.926	بدلين	معلمة اللامبالاة وفقاً للنموذج الرباعي
0.059	0.909	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
0.065	0.902	أربعة بدائل	
0.183	0.470	بدلين	معلمة التمييز وفقاً للنموذج الثلاثي
0.228	0.441	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
0.203	0.445	أربعة بدائل	
1.457	0.003	بدلين	معلمة الصعوبة وفقاً للنموذج الثلاثي
1.553	0.376	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
3.586	1.071	أربعة بدائل	
0.187	0.358	بدلين	معلمة التخمين وفقاً للنموذج الثلاثي
0.204	0.403	ثلاثة بدائل	اللابارامتري
0.216	0.308	أربعة بدائل	

يلاحظ من الجدول (44) وجود فروق ظاهرية بين المتوسطات الحسابية لمعالم الفقرات

(الصعوبة، والتمييز، والتخمين، واللامبالاة) باختلاف النموذج المستخدم (بارامتري ولابارامتري)

وفقاً لمتغير عدد البدائل. فقد تم إجراء تحليل التباين الأحادي لمعالم الفقرات على اختلاف النموذجين

المستخدمين وفقاً لمتغير (عدد البدائل) وذلك كما في الجدول (45).

جدول 54: نتائج تحليل التباين الأحادي لمعالم الفقرات وفقاً لمتغير (عدد البدائل).

النموذج	معلمة الفقرة	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدالة الإحصائية
الرابعي البارامتري	التمييز	بين البدائل المختلفة	0.323	2	0.162	4.990	0.008
		داخل الفقرات	4.277	132	0.032		
		الكلية	4.600	134			
	الصعوبة	بين البدائل المختلفة	5.816	2	2.908	6.793	0.002
		داخل الفقرات	56.507	132	0.428		
		الكلية	62.323	134			
	التخمين	بين البدائل المختلفة	0.015	2	0.008	1.287	0.279
		داخل الفقرات	0.787	132	0.006		
		الكلية	0.802	134			
	الاحتمالية	بين البدائل المختلفة	0.013	2	0.007	2.150	0.121
		داخل الفقرات	0.405	132	0.003		
		الكلية	0.418	134			
الثلاثي اللابارامتري	التمييز	بين البدائل المختلفة	0.022	2	0.011	0.257	0.774
		داخل الفقرات	5.580	132	0.042		
		الكلية	5.602	134			
	الصعوبة	بين البدائل المختلفة	26.469	2	13.234	2.282	0.106
		داخل الفقرات	765.395	132	5.798		
		الكلية	791.864	134			
	التخمين	بين البدائل المختلفة	0.205	2	0.103	2.492	0.087
		داخل الفقرات	5.431	132	0.041		
		الكلية	5.636	134			

يتضح من الجدول السابق عدم وجود فروق دالة احصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$

بين المتوسطات الحسابية لمعالم الفقرات (c,d) في النموذج الرابعي البارامتري ولمعالم الفقرات (a

, b , c,d) في النموذج الثلاثي اللابارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل، من حيث ثبت في الجدول

وجود فروق دالة احصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة الصعوبة

والتمييز في النموذج الرابعي البارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل؛ ولكون المتغير متعدد

المستويات فقد تم إجراء اختبار Scheffe للمقارنات البعدية المتعددة لمعلمة التخمين رباعية البارامتر

وفقاً لمتغير عدد البدائل، وذلك كما في الجدول (46).

جدول 55: نتائج اختبار Scheffe للمقارنات البعدية المتعددة لمعظمة التمييز والصعوبة وفقاً للنموذج الرباعي البارامتري وفقاً لمتغير (عدد البدائل).

معظمة التمييز وفقاً للنموذج الرباعي البارامتري				
عدد البدائل	بدلين	ثلاثة بدائل	أربعة بدائل	
Scheffe	المتوسط الحسابي	0.503	0.582	0.620
بدلين	0.503			
ثلاثة بدائل	0.582	0.080		
أربعة بدائل	0.620	0.117	0.038	
معظمة الصعوبة وفقاً للنموذج الرباعي البارامتري				
عدد البدائل	بدلين	ثلاثة بدائل	أربعة بدائل	
Scheffe	المتوسط الحسابي	-0.815	-0.456	-0.324
بدلين	-0.815			
ثلاثة بدائل	-0.456	0.359		
أربعة بدائل	-0.324	0.491	0.132	

يتضح من الجدول وجود فرق في التمييز بين متوسطي البدلين والأربعة بدائل يعود لصالح الأربعة بدائل بالبدلين. توجد فروق دالة احصائياً بين البدلين والثلاث بدائل لصالح ثلاث بدائل، وبين البدلين والأربعة بدائل لصالح الأربعة بدائل.

بالإضافة إلى ما تقدم؛ فقد تم حساب معاملات الارتباط بيرسون كمؤشرات توافق بين معالم الفقرات المقدرة بالنموذجين وفقاً للمتغير عدد البدائل ثم تم تحويلها إلى Z الفشرية المناظرة لها واستخدام الإحصائي V للكشف عن جوهرية الفروق بين معاملات التوافق بين معالم الفقرات المقدرة بالنموذجين وفقاً للمتغير عدد البدائل وذلك كما في الجدول (47).

جدول 56: نتائج الإحصائي V للكشف عن جوهرية الفروق بين معاملات التوافق (الارتباط) لمعالم الفقرات المقدرة باستخدام النموذجين البارامتري واللابارامتري وفقاً للمتغير عدد البدائل

التوافق في معظمة:	عدد البدائل	التوافق بينهما	الدلالة الإحصائية	العدد	قيمة Z الفشرية	قيمة الإحصائي V
التمييز وفقاً للنموذجين (الرباعي البارامتري والثلاثي اللابارامتري)	بدلين	-0.08	0.597	45	-0.08	1.36
	ثلاثة بدائل	0.07	0.665	45	0.07	5.99
	أربعة بدائل	-0.18	0.225	45	-0.19	
التمييز وفقاً للنموذجين (الرباعي البارامتري والثلاثي اللابارامتري)	بدلين	0.04	0.803	45	0.04	5.48
	ثلاثة بدائل	-0.08	0.624	45	-0.08	5.99
	أربعة بدائل	-0.42	0.004	45	-0.45	
التمييز وفقاً للنموذجين (الرباعي البارامتري والثلاثي اللابارامتري)	بدلين	0.21	0.168	45	0.21	3.01
	ثلاثة بدائل	-0.10	0.492	45	-0.11	5.99
	أربعة بدائل	0.23	0.133	45	0.23	

يتبين من الجدول (47) عدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق (الارتباط) بين تقديرات معلمة التمييز للفقرات بالنموذجين البارامتري واللابارامتري تعزى للمتغير عدد البدائل.

ثانياً: للإجابة عن سؤال الدراسة الثاني والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على تقدير معلمة القدرة للأفراد باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لبارامتري؟"؛ فقد تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة القدرة باختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري وفقاً للمتغير عدد البدائل (بديلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل)، والجدول (49) يبين ذلك:

جدول 57: المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة القدرة في النموذجين وفقاً للمتغير عدد البدائل

القدرة وفقاً للنموذج:	عدد البدائل	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
الرباعي البارامتري	بديلين	1.186	1.260
	ثلاثة بدائل	0.511	1.500
	أربعة بدائل	0.420	1.552
الثلاثي اللابارامتري	بديلين	0.064	1.409
	ثلاثة بدائل	0.094	1.418
	أربعة بدائل	0.048	1.365

يلاحظ من الجدول وجود فروق ظاهرية بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة في النموذجين البارامتري واللابارامتري ناتج عن اختلاف مستويات المتغير عدد البدائل؛ وللتحقق من جوهرية الفروق الظاهرية تم إجراء تحليل التباين أحادي الاتجاه One Way ANOVA لمتوسطات معلمة القدرة في النموذجين وفقاً للمتغير عدد البدائل، وذلك كما في الجدول (50).

جدول 58: نتائج تحليل التباين الأحادي لمعلمة القدرة في النموذجين البارامتري واللابارامتري وفقاً للمتغير عدد البدائل

المتغير التابع	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدالة الإحصائية
القدرة وفقاً للنموذج الرباعي البارامتري	بين المجموعات	525.603	2	262.802	126.189	0.000
	داخل المجموعات	9365.467	4497	2.083		
	الكل	9891.070	4499			
القدرة وفقاً للنموذج الثلاثي اللابارامتري	بين المجموعات	1.641	2	0.821	0.420	0.657
	داخل المجموعات	8783.592	4497	1.953		
	الكل	8785.233	4499			

يتبين من الجدول (50) وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة في النموذج البارامتري تعزى للمتغير عدد البدائل؛ ولمعرفة لمن تعود هذه الفروق فقد تم استخدام اختبار Scheffe للمقارنات البعدية المتعددة لمعلمة القدرة في النموذج البارامتري وفقاً للمتغير (عدد البدائل).

كما يتضح من الجدول عدم وجود فرق دال إحصائي عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة في النموذج الثلاثي اللابارامتري تعزى للمتغير عدد البدائل بين وذلك كما في الجدول (51).

جدول 59: نتائج اختبار Scheffe للمقارنات البعدية المتعددة لمعلمة القدرة في النموذج البارامتري وفقاً للمتغير (عدد البدائل)

القدرة وفقاً للنموذج الرباعي البارامتري				
عدد البدائل	المتوسطات الحسابية	أربعة بدائل	ثلاثة بدائل	بديلين
Scheffe	0.420	0.420	0.511	1.186
أربعة بدائل	0.420			
ثلاثة بدائل	0.511	0.090		
بديلين	1.186	0.766	0.675	

يتضح من الجدول (51)، أن النتائج الخاصة به قد كانت لصالح معلمة القدرة المقدر باستخدام النموذج البارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة مقارنة بمعلمة القدرة المقدر باستخدام النموذج البارامتري عندما يكون عدد البدائل بديلين. كما توجد فروق دالة إحصائية بين الأربعة بدائل والبديلين لصالح البديلين، وبين الثلاثة والبديلين لصالح البديلين.

بالإضافة إلى ما تقدم؛ فقد تم حساب معاملات الارتباط بيرسون كمؤشرات توافق بين معلمة القدرة المقدر بالنموذجين وفقاً للمتغير عدد البدائل ثم تم تحويلها إلى Z الفشرية المناظرة لها.

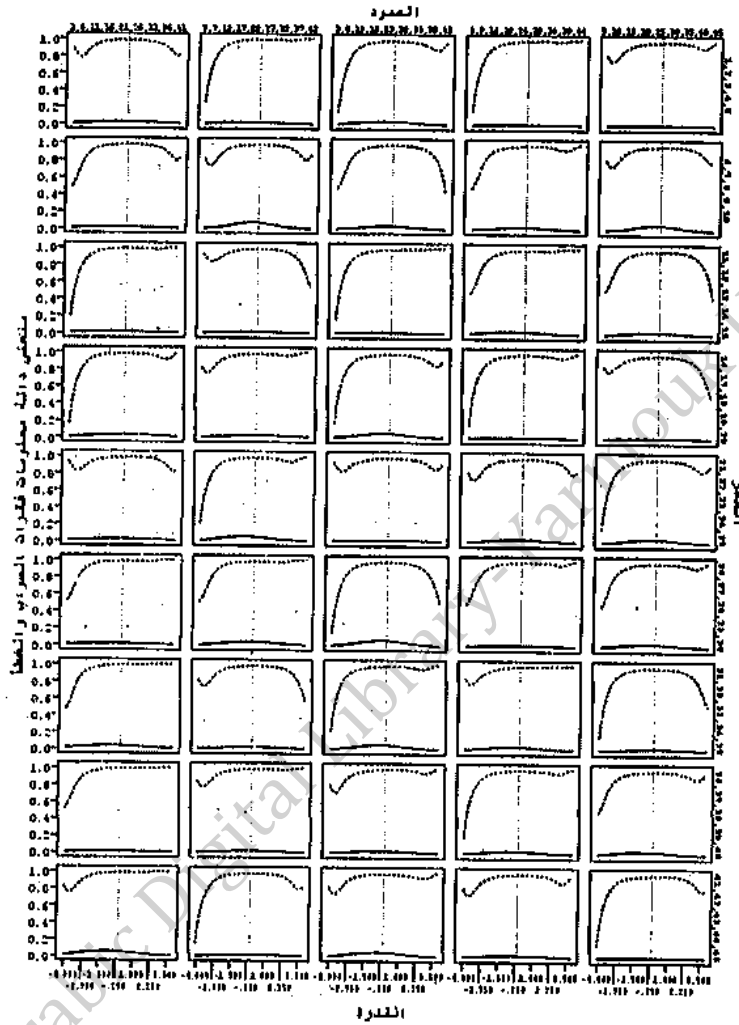
واستخدام الإحصائي V للكشف عن جوهرية الفروق بين معاملات التوافق لمعلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذجين وفقاً للمتغير عدد البدائل، وذلك كما في الجدول (52).

جدول 60: نتائج الإحصائي V للكشف عن جوهرية الفروق بين معاملات التوافق لمعلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذجين البارامترى واللابارامترى وفقاً للمتغير عدد البدائل

عدد البدائل	التوافق بينهما	الدلالة الإحصائية	قيمة Z القشرية	قيمة الإحصائي V
بديلين	-0.01	0.812	-0.01	0.70
ثلاثة بدائل	0.02	0.377	0.02	5.99
أربعة بدائل	0.02	0.519	0.02	

يتبين من الجدول (52) عدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق (الارتباط) بين تقديرات معلمة القدرة للأفراد بالنموذجين البارامترى واللابارامترى تعزى للمتغير عدد البدائل؛ ولكون المتغير متعدد المستويات فقد تم استخدام معادلة الفرق لمؤشري التوافق بين تقديرات معلمة القدرة للأفراد بالنموذجين البارامترى واللابارامترى وفقاً للمتغير عدد البدائل.

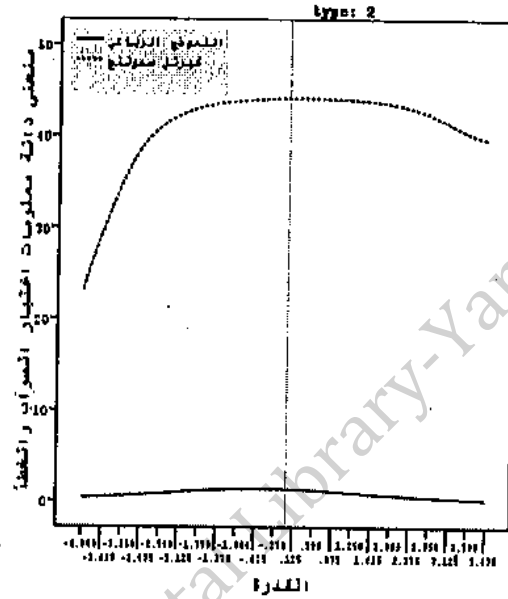
ثالثاً: للإجابة عن سؤال الدراسة الثالث والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على التوافق في دالة معلومات الفقرة والاختبار ككل باستخدام نموذج بارامترى ونموذج لبارامترى؟". للإجابة عن سؤال الدراسة الخامس فقد تم إنشاء رسوم بيانية لحوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل إثنين للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (16) يبين ذلك.



شكل 16. رسم بياني لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل (بدلين) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق عدم وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل اثنين، وكما هو ملاحظ فإن دالة معلومات الفقرة للنموذج الثلاثي اللابارامترى قد كانت أعلى من دالة معلومات الفقرة للنموذج الرباعي البارامترى على مستوى الفقرات ككل.

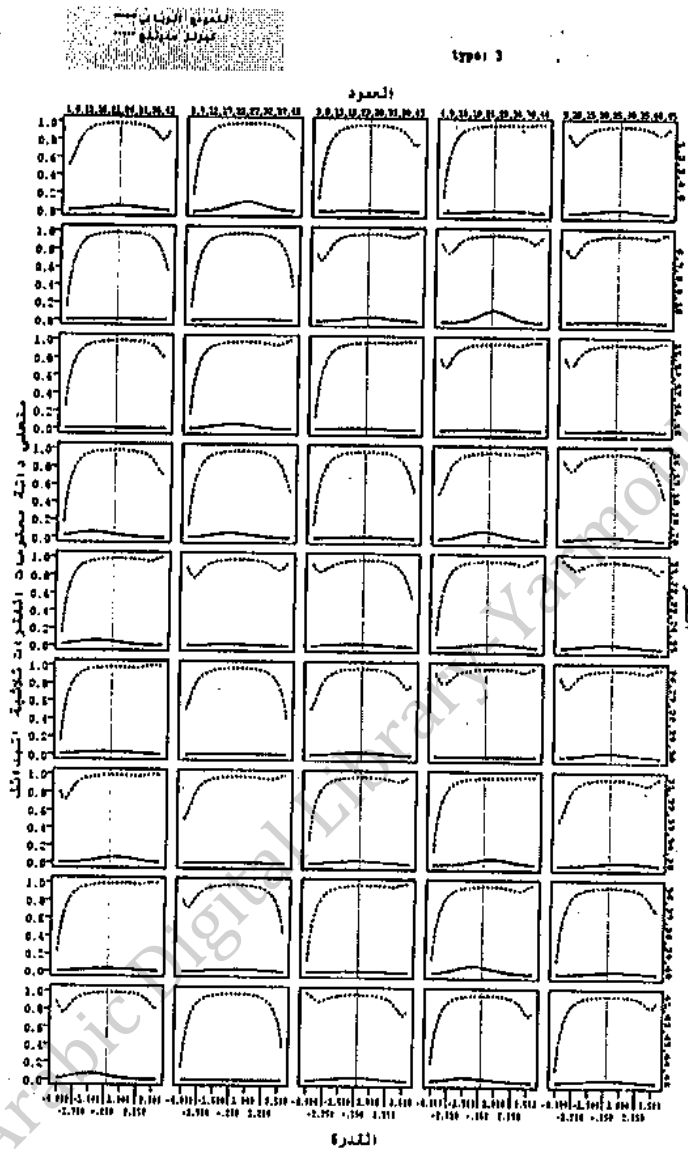
كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عند مستويات القدرة المختلفة لاختبار الاختيار من متعدد ذو البديلين للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات كمية المعلومات للنموذجين. والشكل (17) يبين ذلك.



الشكل 17. رسم بياني لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل بديلين للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق عدم وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري، وكما هو ملاحظ فإن كمية المعلومات التي يقدمها الاختبار تبعاً للنموذج الثلاثي اللابارامتري كانت أعلى من كمية المعلومات التي يقدمها النموذج الرباعي البارامتري وعند جميع مستويات القدرة عندما يكون عدد البدائل اثنين.

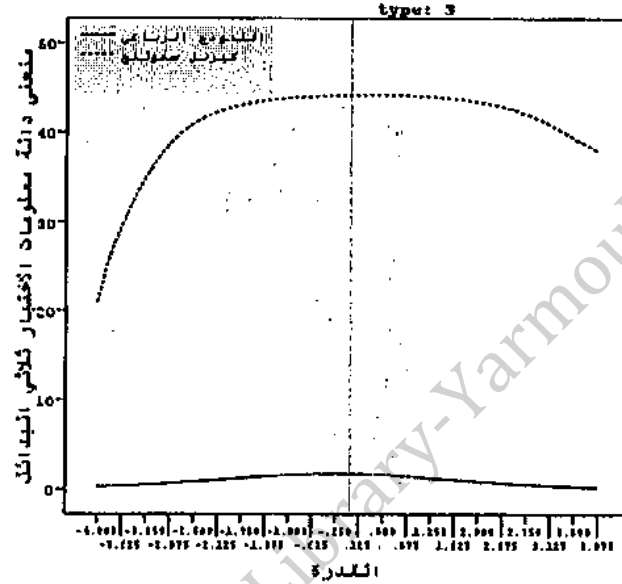
كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (18) يبين ذلك.



شكل 18. رسم بياني لحوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق عدم وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل وكما هو ملاحظ فإن دالة معلومات الفقرة للنموذج الثلاثي اللابارامتري قد كانت أعلى من دالة معلومات الفقرة للنموذج الرباعي البارامتري على مستوى الفقرات ككل.

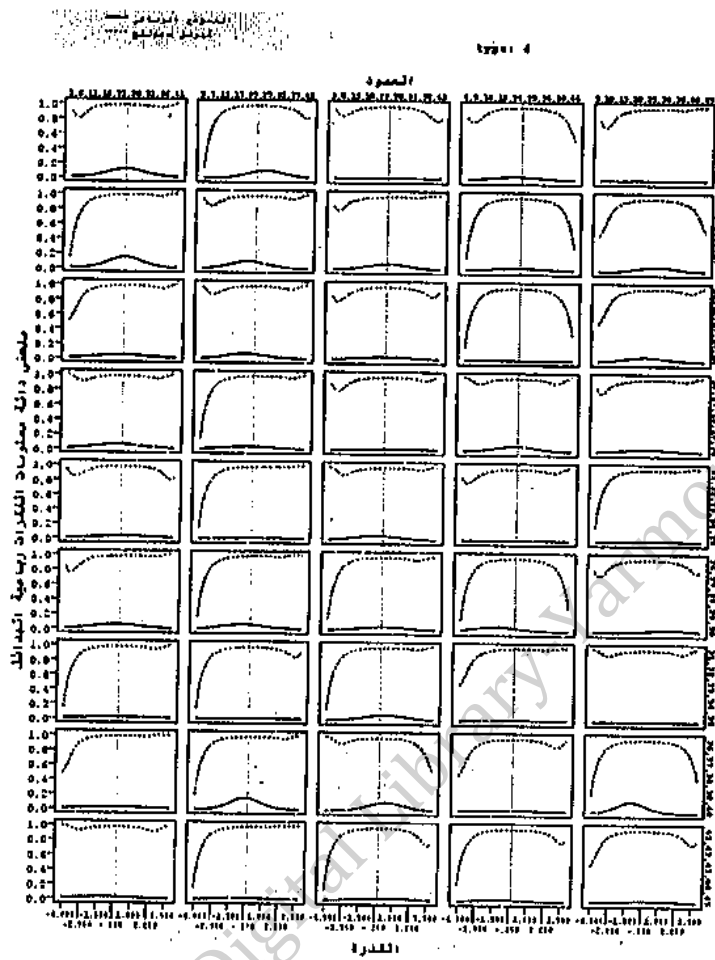
كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (19) يبين ذلك.



الشكل 19: رسم بياني لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عند عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق عدم وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل وكما هو ملاحظ فإن دالة معلومات الاختبار للنموذج الثلاثي اللابارامتري قد كانت أعلى من دالة معلومات الاختبار للنموذج الرباعي البارامتري على مستوى الاختبار ككل.

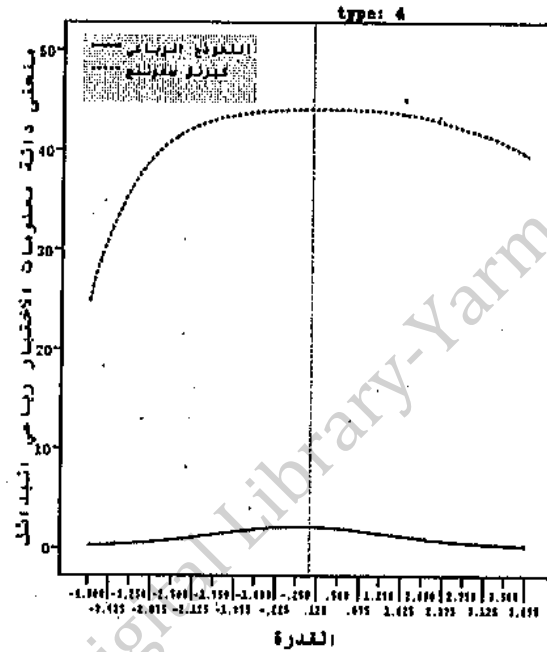
كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (20) يبين ذلك.



شكل 20: رسم بياني لدوال معلومات الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق عدم وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري، وكما هو ملاحظ فإن كمية المعلومات التي يقدمها الاختبار تبعاً للنموذج الثلاثي اللابارامتري كانت أعلى من كمية المعلومات التي يقدمها النموذج الرباعي البارامتري وعند جميع مستويات القدرة عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل.

كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (21) يبين ذلك.



الشكل 21: رسم بياني لدوال معلومات الاختبار للنموذجين البارامترى واللابارامترى عند كل مستوى من مستويات المتغير عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين

يلاحظ من الشكل السابق عدم وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامترى واللابارامترى عند كل ظرفية من ظرفيات المتغير عدد البدائل أربعة بدائل وكما هو ملاحظ فإن دالة معلومات الاختبار للنموذج الثلاثي اللابارامترى قد كانت أعلى من دالة معلومات الاختبار للنموذج الرباعي البارامترى على مستوى الاختبار ككل. وفيما يلي عرضاً لدالة معلومات الاختبار عند مستويات قدرة مختلفة باختلاف عدد البدائل.

جدول 61: مستويات قدرة مختارة باختلاف عدد البدائل للكشف عن دالة معلومات الاختبار

منحنى دالة معلومات الاختبار			
مستويات مختارة للقدرة	عدد بدائل الاختبار الاختبار من متعدد		
	رباعية	ثلاثية	بديلين
-4	0.2441	0.2939	0.3725
-3	0.5663	0.6322	0.6762
-2	1.1877	1.1401	1.0572
-1	1.9124	1.6242	1.3398
0	2.1433	1.7630	1.3383
1	1.6775	1.4338	1.0707
2	0.9874	0.9120	0.7186
3	0.4898	0.4894	0.4265
4	0.2291	0.2381	0.2349

نلاحظ من الجدول أن كمية المعلومات المقدمة عند مستويات القدرة المختلفة تختلف

باختلاف عدد البدائل واختلاف مستوى القدرة. كما يبين الجدول (62) منحنى الخطأ المعياري لدالة معلومات الاختبار عند مستويات مختلفة من القدرة.

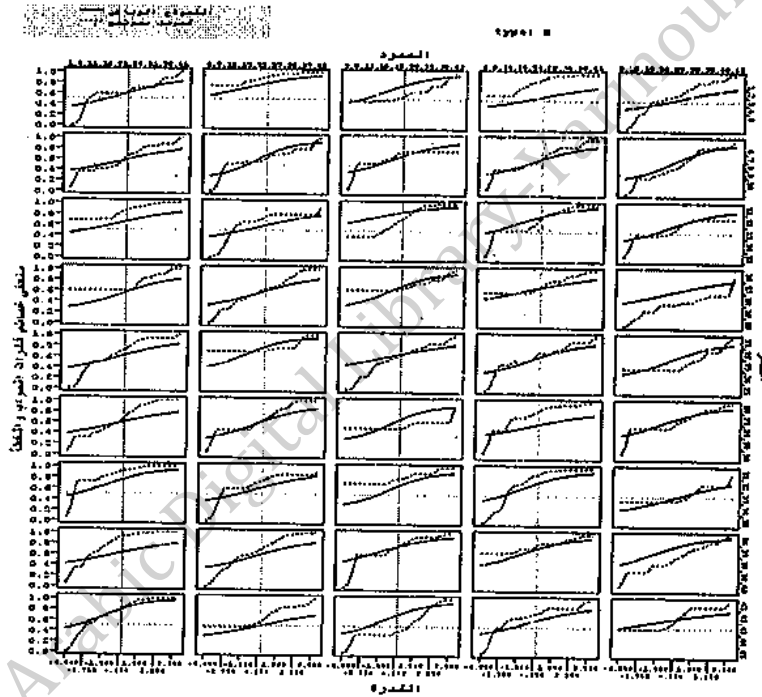
جدول 62: منحنى الخطأ المعياري لدالة معلومات الاختبار عند مستويات مختلفة من القدرة.

منحنى الخطأ المعياري لدالة معلومات الاختبار			
مستويات مختارة للقدرة	عدد بدائل الاختبار الاختبار من متعدد		
	رباعية	ثلاثية	بديلين
-4	2.0238	1.8447	1.6386
-3	1.3288	1.2577	1.2161
-2	0.9176	0.9366	0.9726
-1	0.7231	0.7847	0.8639
0	0.6831	0.7531	0.8644
1	0.7721	0.8351	0.9664
2	1.0064	1.0471	1.1797
3	1.4288	1.4295	1.5312
4	2.0893	2.0493	2.0631

يتضح من الجدول 54 أن الخطأ المعياري في القياس يختلف باختلاف مستويات القدرة

للأفراد واختلاف عدد البدائل، كما أنه كلما قل عدد البدائل كلما ازداد الخطأ المعياري.

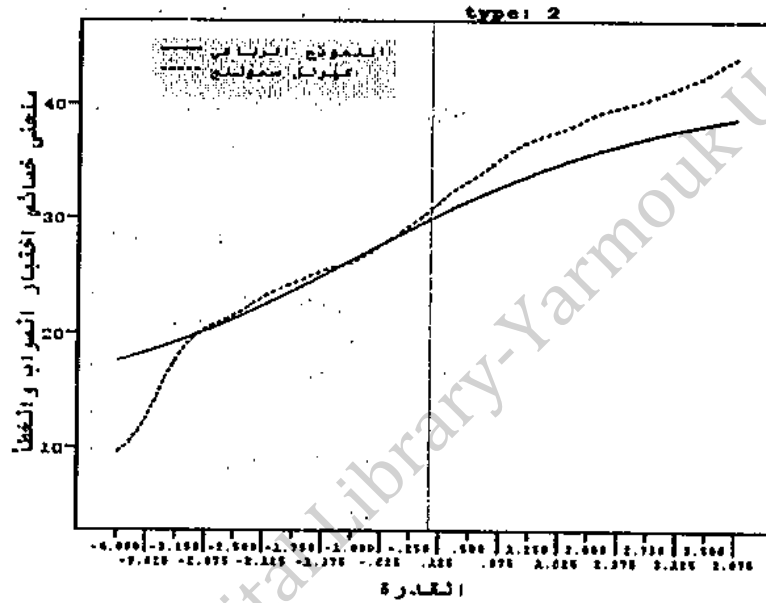
رابعاً: للإجابة عن سؤال الدراسة الرابع والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على التوافق في منحنيات الخصائص للفقرة والاختبار ككل باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري؟" للإجابة عن سؤال الدراسة السادس فقد تم إنشاء رسوم بيانية لدوال منحني خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل إثنين للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (22) يبين ذلك.



الشكل 22: رسوم بيانية لدوال منحني خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين

يلاحظ من الشكل السابق وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل إثنين دونما وجود اختلاف بافتراض اطرادية السمة في النموذجين البارامتري واللابارامتري.

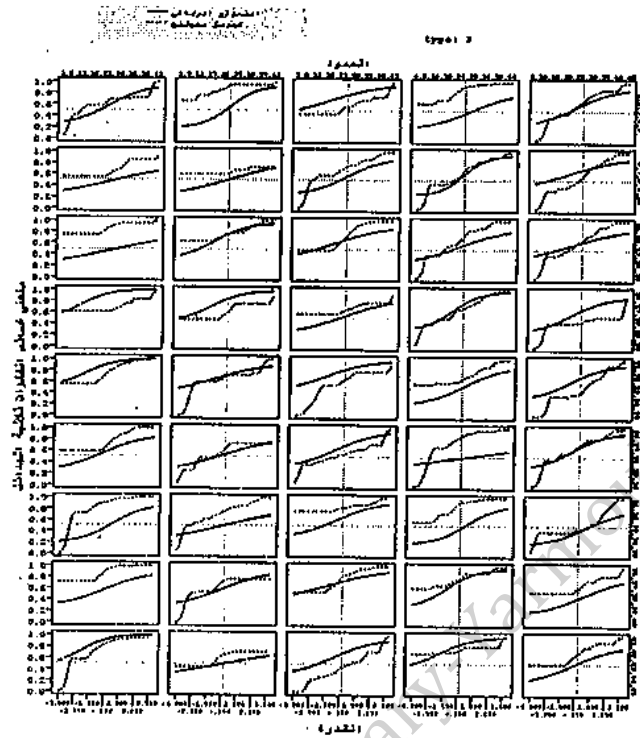
كما تم إنشاء رسم بياني لدوال معلومات منحني خصائص الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل إثنتين للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (23) يبين ذلك.



الشكل 23: رسم بياني لدوال منحني خصائص الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (إثنين) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل إثنتين وكما هو ملاحظ فإن منحني خصائص الاختبار للنموذج الثلاثي اللابارامتري قد كان أعلى من منحني خصائص الاختبار للنموذج الرباعي البارامتري.

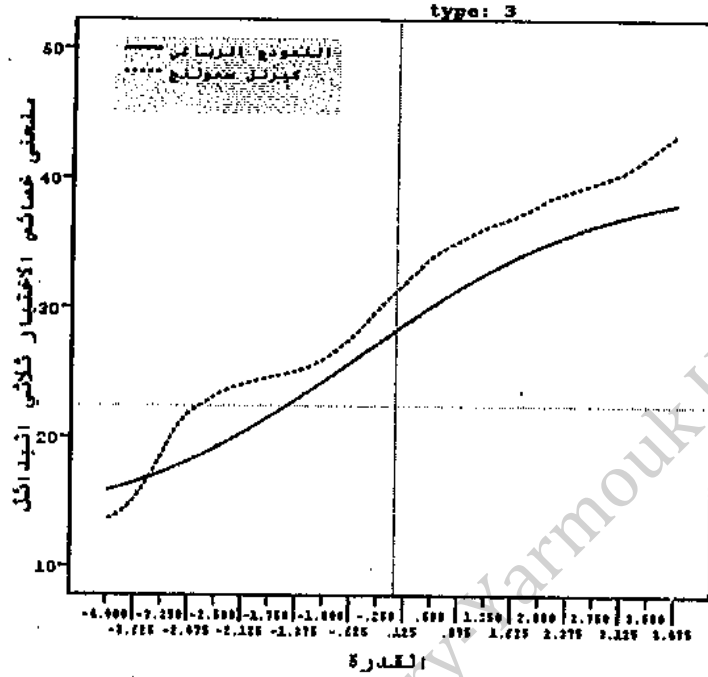
كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال منحني خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (24) يبين ذلك.



الشكل 24: رسوم بيانية لدوال منحنى خصائص الفقرة للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل) للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين

يلاحظ من الشكل السابق وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل دونما وجود اخلال بافتراض اطرادية السمة في النموذجين البارامترى واللابارامترى.

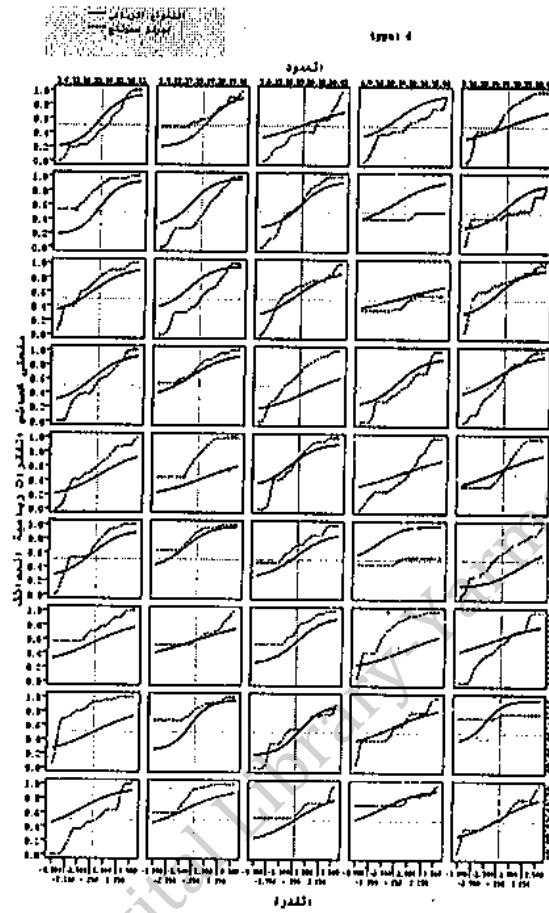
كما تم إنشاء رسم بياني لدوال معلومات منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (25) يبين ذلك.



الشكل 25. رسم بياني لدوال منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين.

يلاحظ من الشكل السابق وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل وكما هو ملاحظ فإن منحنى خصائص الاختبار للنموذج الثلاثي اللابارامتري قد كان أعلى من منحنى خصائص الاختبار للنموذج الرباعي البارامتري.

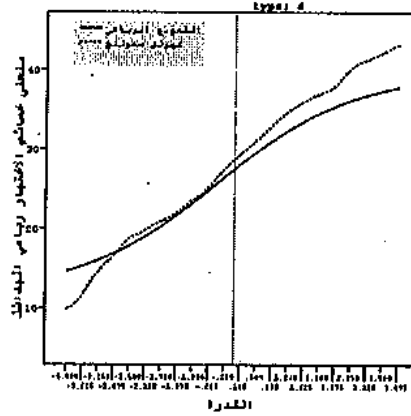
كما تم إنشاء رسوم بيانية لدوال منحنى خصائص الفقرة للنموذجين البارامتري واللابارامتري عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (26) يبين ذلك.



الشكل 26: رسوم بيانية لدوال منحنى خصائص الفقرة للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل (أربعة بدائل) للكشف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين

يلاحظ من الشكل السابق وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل دونما وجود اخلال بافتراض اطرادية السمة في النموذجين البارامترى واللابارامترى.

كما تم إنشاء رسم بياني لدوال معلومات منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. والشكل (27) يبين ذلك.



الشكل 27: رسم بياني لدوال منحنى خصائص الاختبار للنموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل (أربعة بدائل) للوقوف على درجة التوافق بين تقديرات النموذجين. يلاحظ من الشكل السابق بالنظر إلى دوال المعلومات على مستوى منحنى خصائص الاختبار يلاحظ وجود توافق بينهما على اختلاف النموذجين البارامترى واللابارامترى عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل وكما هو ملاحظ فإن منحنى خصائص الاختبار للنموذج الثلاثي اللابارامترى قد كان أعلى من منحنى خصائص الاختبار للنموذج الرباعي البارامترى.

جدول 63: مستويات مختارة للقدرة على منحنى خصائص الاختبار ككل

منحنى خصائص الاختبار			
عدد بدائل اختبار الاختبار من متعدد			مستويات مختارة للقدرة
رباعية	ثلاثية	بديليين	
0.3259	0.3518	0.3906	-4
0.3677	0.3972	0.4419	-3
0.4306	0.4613	0.5087	-2
0.5154	0.5419	0.5868	-1
0.6109	0.6291	0.6666	0
0.6985	0.7092	0.7376	1
0.7657	0.7725	0.7939	2
0.8120	0.8176	0.8353	3
0.8424	0.8478	0.8643	4

يتضح من الجدول أن مستويات القدرة تختلف باختلاف عدد البدائل ، حيث أنه كلما زاد عدد البدائل كلما كانت القدرة المطلوبة للإجابة عن السؤال أعلى، وكلما زاد مستوى القدرة كلما زادت احتمالية الإجابة عن الفقرة إجابة صحيحة.

الفصل الخامس

مناقشة النتائج

يقدم هذا الفصل مناقشة للنتائج التي خلصت إليها هذه الدراسة والتي هدفت إلى الكشف عن عدد البدائل في تقدير معالم الفقرات والأفراد باستخدام نموذج بارامتري ونموذج لابارامتري باستخدام ثلاثة مستويات من البدائل (الصواب والخطأ، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل). وفيما يلي مناقشة نتائج أسئلة الدراسة:

أولاً: مناقشة نتائج سؤال الدراسة الأول وهو: "ما أثر عدد البدائل على التوافق في معالم الفقرات وفقاً للنموذج البارامتري والنموذج اللابارامتري؟"

أظهرت نتائج سؤال الدراسة الأول وجود فرق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة الصعوبة والتمييز في النموذج الرباعي البارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل؛ وبعد إجراء المقارنات البعدية أظهرت النتائج وجود فرق في التمييز بين متوسطي البديلين والأربعة بدائل يعود لصالح الأربعة بدائل بالبديلين. ويوجد فرق دال إحصائي بين البديلين والثلاث بدائل لصالح ثلاث بدائل، وبين البديلين والأربعة بدائل لصالح الأربعة بدائل. ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أن النموذج الرباعي يحسن من كفاءة الأداء على الاختبار؛ حيث أنه يزيد من تمييز الفقرات وصعوبتها كلما زاد عدد البدائل، فكما هو معروف أنه كلما زاد عدد البدائل كلما كانت الفقرات قادرة على التمييز بين الطلاب، فزيادة عدد البدائل يقل التخمين، كما أن صعوبة الفقرة تزداد حيث يتم وضع الطالب أمام أربعة من الخيارات مقارنة ببديلين.

كما أظهرت نتائج سؤال الدراسة الأول عدم وجود فرق دال إحصائياً عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعالم الفقرات (c,d) في النموذج الرباعي البارامترى ولمعالم الفقرات (a, b, c, d) في النموذج الثلاثي اللابارامترى تعزى لمتغير عدد البدائل . وقد يكون مرد هذه النتيجة إلى أن النموذج الرباعي البارامترى يمتاز في تقديره لمعالم الفقرة (c,d) بدلالة اقتراب قيم هذه المعالم المقدرة إلى قيم المتوسطات الحسابية الحقيقية لمعلمتي الفقرة (c,d) في التوزيعات المختلفة التي تمت مراعاتها أثناء توليد البيانات، فمعلمة التخمين تم توليدها وفقاً للتوزيع المنتظم (0.3 - 0.55) البدائل المشمولة بالدراسة، أما بالنسبة لمعلمة اللامبالاة فلا يفترض من الناحية النظرية أن تنخفض قيمها بعيداً عن القيمة 1 لكافة البدائل المشمولة بالدراسة؛ لما لها من دلالات غير واقعية، فقلما يوجد أحد الطلبة ممن قدرتهم مرتفعة ويتجاهل الإجابة عن فقرة ما بسبب عدم إشباعها لفضوله العقلي في الاختبارات التحصيلية. وتتفق هذه النتيجة مع دراسة ريكس ومارك (Reckase & Mark, 1978) التي وجدت أنه كلما زاد مستوى النموذج المستخدم من نموذج أحادي المعلمة إلى نموذج رباعي المعلمة يتم الحصول على تقدير أفضل، وبالتالي فإن النموذج الرباعي يعطي تقديرات لمعالم الفقرات قريبة جداً من قيم المتوسطات الحسابية الحقيقية. وهذه النتيجة أيضاً تختلف مع دراسة مناصره (2014).

كما أظهرت نتائج سؤال الدراسة الأول عدم وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعالم الفقرات (a, b, c) في النموذج الثلاثي اللابارامترى تعزى لمتغير عدد البدائل؛ ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أنه من المحتمل أن النموذج الثلاثي اللابارامترى يمتاز بدقة عالية في تقدير معلمة الفقرة (a) بدلالة اقتراب قيم هذه المعالم المقدرة إلى قيم المتوسطات الحسابية الحقيقية لمعلمة الفقرة (a) حيث تم توليد معلمة التمييز وفقاً للتوزيع

المنتظم بقيمة تبدأ من (0.4 إلى 1.7) لكافة البدائل المشمولة بالدراسة، أما بالنسبة لمتوسطات معلمة الصعوبة وإن لم يثبت عليها فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ وهو ما يتوافق مع أهداف الدراسة من حيث عدم ظهور فروق دالة إحصائية فيها على افتراض أن معلمة الصعوبة قد تم توليدها باعتماد التوزيع الطبيعي بمتوسط حسابي مقداره 0 وتباين مقداره 1 إلا أن الدراسة تحفظ على هذه النتيجة وتردها إلى عدم موضوعية ومنطقية قيم معلمة الصعوبة للفقرات عندما يكون عدد بدائل الاختبار أربعة، إذ إنها كانت بعيدة للغاية عن متوسطها الحقيقي الذي تبلغ قيمته 0 في البيانات المخلفة إذا تمت المعرفة بأن قيمة الانحراف المعياري لقيم معلمة الصعوبة للفقرات عندما يكون عدد بدائل الاختبار (أربعة) هي قيمة كبيرة بالرجوع إلى قيم معلمة الصعوبة الواردة في الجدول (40)، والسبب في عدم موضوعية هذه النتائج وجود قيم كبيرة لمعلمة الصعوبة لبعض من الفقرات الأمر الذي جعل المتوسط الحسابي لقيم معلمة الصعوبة يتأثر بالقيم المتطرفة لهذه الفقرات. وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة دراسة دلوع، (2013) حيث بينت الدراسة أن نموذج موكن أكثر تشدداً في افتراضاته الأساسية لمطابقة فقرات الاختبار، وأن نموذج موكن يمتاز بأنه ذو اهتمام أكثر بالفقرات، ودراسة مناصره (2014)، ودراسة (المومني، 2011)، والقيسي (2013)، ودراسة (Ramsay, 1991)

وأظهرت نتائج سؤال الدراسة الأول عدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق بين تقديرات معلمة التمييز للفقرات بالنموذجين البارامتري واللابارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل، ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أنه من المحتمل أن النموذج الرباعي البارامتري يقدر معلمة التمييز بكفاءة عالية توازي وهذه الكفاءة لا توازي النموذج الثلاثي اللابارامتري مما أسهم في انخفاض قيم التوافق بين النموذجين باختلاف عدد البدائل. وهذه النتيجة

تتفق مع دراسة لاي ودونبار وكولن (Lei, Dunbar and Kolen, 2004)، ودراسة كونينغ وسيجتسما وهامرز (Koning, Sijtsma & Hamers, 2002). ودراسة ميجر وبانيل Meijer & (Banele, 2004) التي ترى أن النماذج البارامترية أفضل من النماذج اللابارامترية. ودراسة مناصره (2014).

مما تقدم يجدر التنويه إلى أنه من المحتمل أن النموذج الرباعي البارامتري تظهر قوته في تقدير معالم الفقرة المختلفة عندما يكون عدد البدائل ثلاثة أو أربعة بدائل أكثر مما هي عليه في تقدير معالم الفقرة المختلفة عندما يكون عدد البدائل اثنين، ذلك أنه يرقى لأن يكون طريقة تصحيح أكثر من كونه متغيراً يراعي عدد البدائل في الدراسة، حيث أنه كلما ازداد عدد البدائل يراعي المعرفة المحددة (الجزئية) لدى المستجيبين بكفاءة تكاد تكون متناهية عندما يكون عدد البدائل ثلاثة أو أربعة بدائل في حين يظهر القصور فيه عندما يكون عدد البدائل اثنين التي تتوازي نوعاً ما مع المعرفة التامة؛ بمعنى أنه في حالة كون البدائل اثنين يكون الطالب ملزماً بالإجابة إجابة صحيحة عن الفقرة في حال توافر معرفة تامة لديه بخصوصها، أما عندما يكون عدد البدائل ثلاثة أو أربعة بدائل يكون الطالب موفقاً في حال اجتماع المعرفة الجزئية لديه وإلا فلا.

ثانياً: مناقشة نتائج سؤال الدراسة الثاني والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على التوافق في

معلمة القدرة للأفراد في النموذجين البارامتري واللابارامتري؟"

أظهرت نتائج سؤال الدراسة الثاني وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha=0.05$) بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة في النموذج الرباعي البارامتري تعزى لمتغير عدد البدائل؛ لصالح معلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذج الرباعي البارامتري عندما يكون عدد البدائل أربعة مقارنة بمعلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذج الرباعي البارامتري عندما يكون عدد البدائل اثنين؛

ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أنه من المدرك أنه كلما زاد عدد البدائل كلما احتاج الطالب إلى قدرة أكبر من أجل الإجابة عن السؤال إجابةً صحيحة ، واختيار البديل الملائم، وكلما زاد عدد البدائل انخفضت إمكانية التخمين وبالتالي هذا يحتاج إلى أن تكون قدرات الأفراد عالية، كما أنه قد يكون مرد هذه النتيجة إلى أن النموذج الرباعي البارامترى يراعي كافة معالم الفقرة الأربعة على اختلاف عدد البدائل، وبالتالي يفترض أن يكون أدق في تقدير قدرات الأفراد ذلك أن تقدير قدرات الأفراد يتم بالاعتماد على تقدير قيم معالم الفقرة بالمرتبة الأولى، وينسحب هذا الأمر على كافة البدائل المشمولة بالدراسة (إثنين، ثلاثة، أربعة) بدائل. وهذه النتيجة تتفق مع دراسة ين، وهو، ولايو، وجين وكايو (Yen, Ho, Liao, Chen & Kuo, 2012) التي أظهرت أن النموذج اللوجستي رباعي المعلمة ليس من دوره فقط الحد من سوء تقدير قدرة المفحوصين بسبب الإجابة المتطرفة (Extreme) أو المفقودة في الاستجابات وإنما أيضاً تحسين كفاءة قياس القدرة. كما أكدت فعالية النموذج اللوجستي رباعي المعلمة في تحسين الاختبار التكيفي بإعادة تنظيم فقراته وفق معالمها بحيث تكون درجة المفحوص المقدرة على الاختبار أقرب إلى قدرة المفحوص الفعلية. كما تتفق هذه النتيجة مع دراسة القيسي (2013) التي أظهرت أن النماذج البارامترية أفضل في تقدير القدرة من النماذج اللابارامترية وتتفق هذه النتيجة مع دراسة ميجر وبانيل (Meijer & Banele, 2004) . وتختلف مع دراسة مناصره (2014) التي أظهرت أن النماذج اللابارامترية أفضل في تقدير القدرة من النماذج البارامترية، ودراسة المومني (2012) .

كما أظهرت نتائج سؤال الدراسة الثاني عدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ بين المتوسطات الحسابية لمعلمة القدرة وفقاً للنموذج الثلاثي اللابارامترى تعزى للمتغير (عدد البدائل)؛ ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أنه قد تم نعلم تثبيت معلمة القدرة أثناء توليدها لملفات

البيانات الخاصة بالدراسة (كما هو الحال في حالة النموذج الرباعي البارامترى إلا أن النموذج الرباعي هو نموذج لوجيستي يقوم بتقدير القدرة ولها خطأ معياري يقابلها، ولكون النموذج الثلاثي اللابارامترى يعمل وفق ترتيب الأفراد من حيث أدائهم فلا يفترض حدوث تغير كبير في قيم القدرة المرصودة للأفراد فهي لا تقدر ولا يوجد خطأ معياري يقابلها. وهذه النتيجة تختلف مع دراسة القيسي (2013) ودراسة رامسي (Ramsay, 1991)، والمومني (2011) والتي ترى أن النموذج اللابارامترى أكثر كفاءة وأكثر أفضلية في تقدير معالم الفقرات من النموذج البارامترى.

أظهرت نتائج سؤال الدراسة الثاني وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق بين تقديرات معلمة القدرة للأفراد بالنموذجين البارامترى واللابارامترى تعزى للمتغير عدد البدائل؛ لصالح معاملات التوافق في معلمة القدرة المقدرتين بالنموذجين عندما يكون عدد البدائل اثنين مقارنة بنظيرتها عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل؛ ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أنه من المحتمل أن كلا النموذجين يراعيان المعرفة الجزئية المتحصلة لدى أفراد عينة الدراسة لكنهما يراعيان المعرفة التامة بصورة أفضل أيضاً؛ لذلك فقد قاما بتقدير القدرة بكفاءة أعلى لمن لجأ إلى المعرفة التامة المتواجدة لديه، مما ترتب عليه أن يكون التوافق أعلى ما يمكن بين النموذجين عندما يكون عدد البدائل اثنين، ذلك أن إمكانية التخمين أعلى، ولكن هذه إمكانية المرتفعة في التخمين تتطلب معرفة تامة أكثر مما هو عليه الحال عندما يكون عدد البدائل ثلاثة بدائل.

وأظهرت نتائج سؤال الدراسة الثاني وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ في مؤشرات التوافق بين تقديرات معلمة القدرة للأفراد بالنموذجين البارامترى واللابارامترى تعزى للمتغير (عدد البدائل)؛ لصالح معاملات التوافق في معلمة القدرة المقدرتين بالنموذجين عندما يكون عدد البدائل أربعة بدائل مقارنة بنظيراتها عندما يكون عدد البدائل (بديلين،

ثلاثة) بدائل؛ ويمكن عزو هذه النتيجة أيضاً إلى أنه من المحتمل أن كلا النموذجين يراعيان المعرفة الجزئية المنحصلة لدى أفراد عينة الدراسة، لكن ولكون النموذج الرباعي البارامترى يعطي كل معلمة من معالم الفقرة مقدارها الأنسب في التقدير مما ترتب عليه تقدير أعلى للقدرة؛ بحيث تتوازي هذه الموثوقية في التقدير لدى النموذج البارامترى ممثلاً بالنموذج الرباعي البارامترى مع طريقة النموذج اللابارامترى في التقدير ممثلاً بالنموذج الثلاثي اللابارامترى ذلك أنه يعتمد على الترتيب أي أنه رتبى مما قاد أثناء حساب معامل الارتباط بينهما لأن تتساوى الفروق الفردية في قراءات القدرة المقدرة وفقاً للنموذج الرباعي البارامترى مع الفروق الفردية في قراءات القدرة المقدرة وفقاً للنموذج الثلاثي اللابارامترى، وقد تجسد هذا التوافق بينهما كأفضل شكل من أشكال التوافق عندما كان عدد البدائل أربعة بدائل أكثر مما كانت عليه عندما كان عدد البدائل (اثنين، ثلاثة) بدائل، ذلك أنه حينما يكون عدد البدائل أربعة بدائل يكون الطالب مطالب بالإفصاح عن معرفته الجزئية أكثر من معرفته التامة. وهذه النتيجة تتفق مع دراسة لاي ودونبار وكولن (Lei, Dunbar and Kolen, 2004) ودراسة كونيغ وسيجتسما وهامرز (Koning, Sijtsma & Hamers, 2002).

ثالثاً: مناقشة سؤال الدراسة الثالث والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على التوافق في دالة معلومات الاختبار وفقراته وفقاً للنموذجين البارامترى واللابارامترى؟".

أظهرت نتائج سؤال الدراسة الثالث عدم وجود توافق بين دالة معلومات الاختبار (ككل) ودالة معلومات الفقرة لكل فقرات النموذج البارامترى من جهة وبين دالة معلومات الاختبار (ككل) ودالة معلومات الفقرة لكل فقرات النموذج اللابارامترى من جهة أخرى على اختلاف مستويات المتغير

عدد البدائل بدولين ، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل؛ لصالح دالة معلومات الاختبار (ككل) ودالة معلومات الفقرة للنموذج الثلاثي اللابارامتري حيث كانت أعلى من دالة معلومات الفقرة للنموذج الرباعي البارامتري على مستوى الاختبار (ككل) والفقرات على اختلاف مستويات المتغير عدد البدائل (بدولين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل)؛ ولغله من المحتمل رد هذه النتيجة إلى عدم موثوقية نتائج دالة معلومات الاختبار ودالة معلومات الفقرة في حالة النموذج الثلاثي اللابارامتري كون هذا النموذج لا يعمل وفقاً لمنطق المراحل (Iterations) في حين أن النموذج الرباعي البارامتري يعمل وفقاً لمنطق المراحل؛ مما يقود إلى تصويب قيمة الخطأ المعياري المقابل لكل مستوى قدرة في كل مرحلة بنفها حتى يصل إلى حالة أن التغير الأكبر (Largest Change) قد كان أصغر من أو يساوي معيار التقارب (Convergence Criterion) وبالتالي وإن جاءت دالة معلومات الاختبار ودالة معلومات الفقرة في حالة النموذج الرباعي البارامتري أقل وبفارق جوهري أو وصفيّاً وفقاً لأشكال دالة معلومات الاختبار ودالة معلومات الفقرة في النموذجين عما هي عليه في النموذج الثلاثي اللابارامتري فهي أكثر موثوقية (أي النموذج الرباعي البارامتري) ذلك أنها تمر بخطوات/مراحل (Steps/Iterations) بالاعتماد على طريقة تعظيم التوقعات (EM: Expectation Maximization) وعلى طريقة نيوتن-رافسون أثناء التوصل للخطأ المعياري مقارنة بمرّة واحدة في حالة النموذج الثلاثي اللابارامتري. وهذه النتيجة تختلف مع دراسة دلوع (2013) التي ترى أن كمية المعلومات التي يقدمها النموذج البارامتري أكبر من كمية المعلومات التي يقدمها نموذج موكن اللابارامتري ودراسة المومني (2011)، ودراسة القيسي (2013).

رابعاً: مناقشة نتائج سؤال الدراسة الرابع والذي ينص على: "ما أثر عدد البدائل على التوافق

في منحى خصائص الاختبار وفقراته وفقاً للنموذجين البارامتري واللابارامتري؟".

أظهرت نتائج سؤال الدراسة الرابع وجود توافق بين منحى خصائص الاختبار (ككل) ومنحى خصائص الفقرة لكل فقرات النموذج البارامتري من جهة وبين منحى خصائص الاختبار (ككل) ومنحى خصائص الفقرة لكل فقرات النموذج اللابارامتري على اختلاف مستويات المتغير عدد البدائل بدليلين، ثلاثة بدائل، أربعة بدائل؛ ويمكن عزو هذه النتيجة إلى أنه من المحتمل أنه لا يفترض وجود عدم توافق بينهما في منحى خصائص الاختبار وفقراته، حيث أن منحى خصائص الاختبار وفقراته هو افتراض أصيل في كل من النموذجين البارامتري واللابارامتري فبدون تحققه للفقرات فإن هذا يعني عدم مطابقة الفقرات وبالمحصلة عدم مطابقة الاختبار لأي منهما. وهذه النتيجة تتفق مع دراسة مناصره (2014).

الاستنتاجات والتوصيات

نستنتج من الدراسة:

- أن النموذج الرباعي البارامترى لديه القدرة على تقدير معالم الأفراد والفقرات أفضل من

النموذج الثلاثي اللابارامترى.

- النموذج الرباعي البارامترى يمتاز بأفضلية في تقدير معالم الفقرات (الصعوبة والتمييز)

بدلالة اقتراب قيم هذه المعالم المقدرة إلى قيم المتوسطات الحسابية الحقيقية لمعلمة الفقرة

(الصعوبة والتمييز).

- النموذج الرباعي البارامترى يقدر معلمة التمييز بكفاءة عالية توازي كفاءة النموذج الثلاثي

اللابارامترى عندما يكون عدد البدائل (ثلاثة بدائل، أربعة بدائل).

- النموذج الرباعي البارامترى يقدر معلمة الصعوبة والتمييز بكفاءة عالية توازي كفاءة

النموذج الثلاثي اللابارامترى.

- النموذج الرباعي البارامترى تظهر قوته في تقدير معالم الفقرات عندما يكون عدد البدائل

(أربعة وثلاثة) بدائل أكثر مما عليه في تقدير معالم الفقرات عندما يكون عدد البدائل اثنين.

- عدم موثوقية دالة معلومات الاختبار ودالة معلومات الفقرة في النموذج الثلاثي اللابارامترى

ودقتها في النموذج الرباعي البارامترى؛ حيث إنها تمر بخطوات حتى تصل إلى أقل خطأ

معياري مقارنة بالنموذج الثلاثي اللابارامترى الذي يعمل خطوة واحدة فقط.

التوصيات

1. استخدام النموذج الرباعي في تقدير معالم الفقرات ، حيث أنه يسهم في تقدير معلمة التمييز

والصعوبة للفقرات بكفاءة عالية.

2. أن يستفيد مطورو الاختبارات من نتائج هذه الدراسة في استخدام النموذج الرباعي البارامتري

وإستخدامه في تحليل نتائج الاختبارات والذي تتصف نتائجه بالدقة والموضوعية.

3. دعوة وزارة التربية والتعليم للاستفادة من نتائج الدراسة وخاصة قسم الاختبارات عن طريق

استخدام النموذج الرباعي البارامتري حيث أنه النموذج الأكثر ملائمة والأكثر ملاءمة في

تقدير معالم الفقرات ومعالم الاختبار.

4. دعوة الباحثين للاستفادة من نتائج الدراسة في تحليل دراساتهم من خلال استخدام النموذج

الرباعي البارامتري والنموذج اللابارامتري.

المراجع

المراجع العربية

- حامد، شرين صبحي (2008). أثر نموذج الاستجابة للفقرة وتعدد الأبعاد وطريقة المطابقة في تقدير معالم الأفراد والفقرات، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان، الأردن.
- حجازين، نايل عبد (2007). أثر تعدد الأبعاد في تقدير معالم فقرات ثنائية التدرج ومتعددة التدرج وفي تقدير معالم القدرة باستخدام برامج حاسوبية تفترض أحادية البعد أو التعدد في الأبعاد، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان، الأردن.
- الحواري، أروى عيسى عبد (2013). التحقق من فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد وفق نماذج نظرية استجابة الفقرة، في ضوء تغير طول الاختبار وشكل توزيع القدرة، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، إربد.
- دلوع، أحمد عبدالعزيز (2013). مدى التوافق بين نموذج استجابة الفقرة الثلاثي المعلمة البارامترية ونموذج موكن اللابارامترية لنوعين من فقرات اختبار تحصيلي. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، إربد.
- الشريفين، نضال. وطعامنة، إيمان. (2009). أثر عدد البدائل في اختيار الاختيار من متعدد في تقديرات القدرة للأفراد والخصائص السيكمترية للفقرات والاختبار وفق نموذج راش في نظرية الاستجابة للفقرة. المجلة الأردنية في العلوم التربوية، مجلد 5، عدد 4، 309-335.

- طعامنه، ايمان(2007). أثر عدد البدائل في اختبار الاختيار من متعدد على تقديرات القدرة للأفراد وتقدرات الصعوبة للفقرات ودالة المعلومات للفقرات والاختبار، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك.
- علام، صلاح الدين(1986). تطورات معاصرة في القياس النفسي والتربوي، الكويت: جامعة الكويت.
- علام ، صلاح الدين محمود(2005). نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي التربوي . القاهرة: دار الفكر العربي.
- الغامدي، عبدالله بن أحمد آل شويل(2008). أثر عدد البدائل في الخصائص السيكمترية للاختبار التحصيلي في الرياضيات، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة أم القرى، المملكة العربية السعودية.
- عودة، أحمد . (1993). القياس والتقويم في العملية التدريسية، دار الأمل: اربد.
- عودة، أحمد سليمان. (2010). القياس والتقويم في العملية التدريسية. ط4، إربد: دار الأمل للنشر والتوزيع.
- العيسوي، عبد الرحمن (2003). القياس والمقاييس النفسية والعقلية. الإسكندرية: منشأة المعارف.
- القيسي، حسين عبدالنبي(2013). دقة تقدير معالم الفقرة والقدرة باستخدام نماذج نظرية استجابة الفقرة البارامترية واللابارامترية باختلاف حجم العينة وطول الاختبار، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك.
- المصري، احمد. (2009). اثر شكل فقرات الاختبار في تقدير قدرات المفحوصين ومعالم الفقرات وفق نظرية استجابة الفقرة، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك: اربد، عمان.

المومني، رنا ثاني(2012). مقارنة مطابقة الفقرات بين نموذج موكن اللابارامتري والنموذج ثنائي

المعالم البارامتري. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

مناصرة، سوسن عاطف. (2014). خصائص توزيع قدرات الأفراد ومعالم الفقرات للاختبار

الوطني لضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة

المعلمية واللامعلمية، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، إربد.

النهود، خالد حامد مفلح(2006). أثر طريقة خلط فقرات ذات بدائل مختلفة العدد لأسئلة الاختيار

من متعدد على صعوبة وتمييز الفقرة وثبات الاختبار، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة

عمان العربية للدراسات العليا، عمان.

المراجع الأجنبية

Ark ,L. Andries., Van Der, Croon, Marcel A., & Sijtsma , Klaas(2007).

Mokken Scale Analysis for Dichotomous Items Using Marginal Models,

Psychometrika , Doi: 10.1007/S11336-007-9034-Z.

Baker , Frank B. (2001). *The Basic of Item Response Theory*. ERIC

Clearinghouse on Assessment and Evaluation.

Birnbaum, A. (1986). *Some latent trait models and their use in inferring an*

examinee's ability. In F.M. Lord & M. R. Novick (Eds). *Statistical*

theories of mental test scores. Reading. MA: Addison- Wesley.

Brown, F.G.(1976). *Principle of Education and Psychological Testing* , 2nd

Edition , New York : Hoit, Rinehart and Winston.

Crocker , L. & Algina , J. (1986). *Introduction to Classical & Modern Test*

Theory. Fort Worth , TX: Harcourt Brace Jovanovich.

- De Ayala, R.J.(1993). *The Influence of Multidimensionality on the Graded Response Model*. Paper presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education (Atlanta, GA, April 13-15, 1993).
- Douglas, J. & Cohen, A. (2001). *Nonparametric Item Response Function Estimation For Assessing Parametric Model Fit*. *Applied Psychological Measurement*, 25, 234-243.
- Douglas, J. (1997). *Joint Consistency of Nonparametric Item Characteristic Curves and Ability Estimation*. *Psychometrika*, 62, 7-28.
- Dyehouse, M. (2009). *A Comparison of Model-Data Fit For Parametric & Nonparametric Item Response Theory Models Using Ordinal-Level Ratings*. Dissertation Abstract International. (UMI No. 3379330).
- Embretson , Susan E. & Reise , Steven P. (2000). *Item Response Theory for Psychologists*. Mahwah ,NJ: Lawrence Erlbaum Associates , Inc.
- Emons, W. Glas, C. Meijer, R. & Sijtsma, K. (2003). *Person Fit in Order-Restricted Latent Class Models*. *Applied Psychological Measurement*, 27, 459-478.
- Francisco, A., & Oleá ., J & Ponsoda., V. (2001). *Analysis of the Optimum Number Alternatives Form the Item Response Theory*. *Psicothema*. Vol. 13, n1, pp 152-158.

- Gao, F. & chen, L. (2005). Bayesian or Non-Bayesian: A Comparison study of Item Parameter Estimation in the three – Parameter Logistic Model. *Applied Measurement in Education*, 18 (4), 351 – 380.
- Gottschalk.P, and Dunn ,J.(2005).The five parameter logistic: A characterization and comparison with the four-parameter logistic , *Analytical biochemistry*, 343,p 54–65.
- Gronlund, N. (1982). *Constructing Achievement tests*. New Jersey: Prentice – Hall.
- Hambleton , Ronald K. & Swaminathan , Hariharan & Rogers , H. Jane (1991). *Fundamentals of Item Response Theory*. Newbury Park, NJ: AGE.S.
- Hambleton, Ronald K; Swaminathan, Hariharan.(1985). *Item Response Theory: Principles and Applications*. Boston: Kluwer.
- Hardouin, j.b.& mespah ,m.(2004). *Clustering Binary Variables in Subscales Using an Extended Rash Model and Akaike information Criterion*. Regional Haelth Observatory. France.
- Hattie, J.(1985). Methodology Review: Assessing Unidimensionality of Test and Items, *Applid Psychological Measurement*, Vol. 9,No.2, pp. 139-164.
- Hazewinkel, Michiel, ed. (2001), "Covariance matrix", *Encyclopedia of Mathematics*, Springer, ISBN 978-1-55608-010-4
<http://www.psych.mcgill.ca/faculty/ramsay/ramsay.htm>.

- Josip, J. & Zoran, P.(2006). Application of tetrachoric and polychoric correlation coefficients to forecast verification. *GEOFIZIKA*, VOL. 23 NO. 1 2006. p. 59-82.
- Junker, B. & Sijtsma, K. (2001). Cognitive Assessment Models With Few Assumptions & Connections With Nonparametric Item Response Theory. *Applied Psychological Measurement*, 25, 258-272.
- Koning, E., Sijtsma, K.& Hamers, J.(2002). Comparison of Four IRT Models When Analysing Two Test for Inductive Reasoning. *Applied Psychological Measurement*, 26(3),302-320.
- Lei,P., Dunbar, S., and Kolen, M. (2004). A Comprasion of parametric Approaaches to Item Analysis for multiple – choice tests, *Education and psy chological measument*, G4 (4), 565-587
- Liang, T. (2010).An Assessment of the Nonparametric Approach of Evaluating the fit of Item Response Model. Dissertation Abstract International, (UMI No. 3397726).
- Linde,W & Hambleton,R.(1997). *Handbook of Modern Item Response Theory*. Springer – Verlag. New York Inc.: New York Berlin Heidelberg.
- Linden ,W. J & Hambleton , R. K.(1997). *Part IV: Non –Parametric models introduction in W. J. van der Linden & R. K. Hambleton (Eds)* ,Handbook of modern item response theory (pp.347-349).New York :Springer - Verlag.

- Meara, Kevin; Robin, Frederic; Sireci, Stephen.(2000). Using Multidimensional Scaling to Assess the Dimensionality of Dichotomous Item Data. *Multivariate Behavioral Research*, 35(2),229-259.
- Meijer, R.& Sijtsma, K& Molenaar,W.(1995). Reliability Estimation for Single Dichotomous Items Based on Mokken's IRT Model, *Applied Psychological Measurement Surement*, Vol. 19, No. 4, pp. 323-335.
- Meijer, Rob R. & Baneke, Joost. J. (2004). Analyzing Psychopathology Items: A Case for Nonparametric Item Response Theory Modeling, *Journal of Psychological Methods*, Vol. 9, No. 3, 354–368.
- Mokken, R. J. & Lewis, C. (1982). A Nonparametric Approach to the Analysis of Dichotomous Item Responses. *Applied Psychological Measurement*, 6, 417-430.
- Mokken, R.J. (1971). *A theory and procedure of scale analysis*. The Hague/Berlin:Mouton/De Gruyter.
- Molenaar, I. W. & Sijtsma , K.(2000). *Users's Manuals MSP5 for Windows (Software manuals)*. Groningen, The Netherland: IEC ProGAMMA.
- Molenaar, I. W. & Sijtsma, K. (2000). *MSP5 For Windows. User's Manual MSP*. Groningen, The Netherlands: iecProGAMMA.
- Molenaar, I. W.(1991). A Weighted Loevinger H – Coefficient Extending Mokken Scaling to Multicategory Items. *Quantitative Methoden*. 12(37).97 – 117.

- Nozawa, Y. (2008). *Comparison of Parametric and nonparametric IRT Equating Methods under The Common – Item Nonequivalent groups design*, A thesis Submitted in partial fulfillment of the requirements for the Doctor of Philosophy degree in Psychological and Quantitative Foundations, Educational Measurement and Statistics in the Graduate of the University of Iowa. <http://books.google.jo>
- Nunnally, J.C. (1972). *Educational Measurement and Evaluation*. New York: McGraw – Hill Company.
- Ramsay, J. O. (2000). *Test Graf. A Program for the Graphical Analysis of Multiple-Choice Tests and Questionnaire Data (Computer Software and Manual)*. Retrieved from
- Ramsey, J. (1991). Kernel Smoothing Approaches to Non-parametric Item characteristic Curve Estimation. *Psychometrika*, 56 (4), 611 – 630.
- Reckase, Mark, D. (1978) A Comparison of the one and three Parameter logistic model for item calibration. *Paper Presented at the annual meeting of the American Educational Research Association*, Toronto, Canada. {on - Line} Available: <http://eric.ed.gov>.
- Santor, D. A. & Ramsay, J. O. (1998). Progress in The Technology of Measurement: Applications of Item Response Models. *Psychological Assessment*, 6, 255-270.

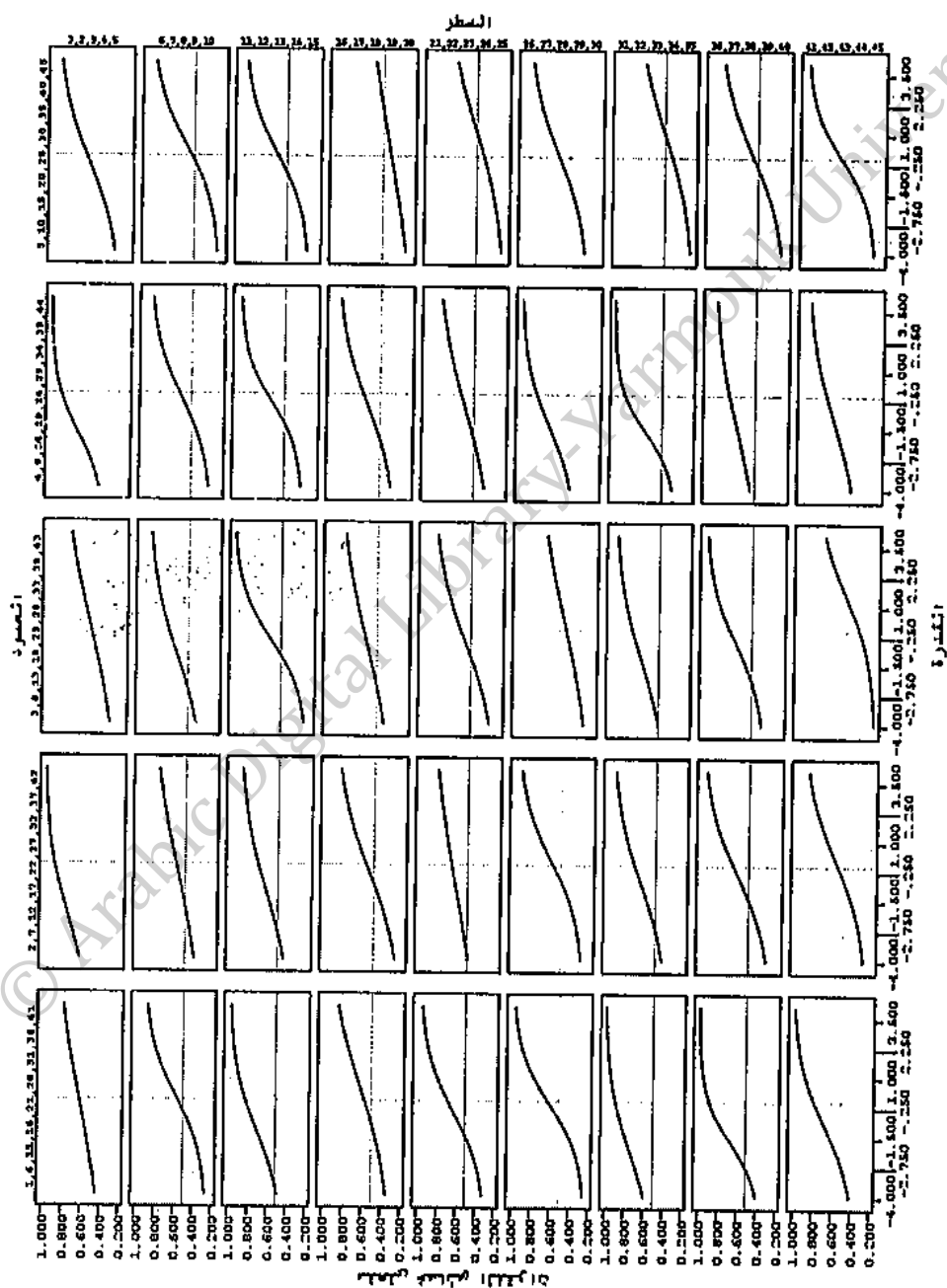
- Sijtsam, K. (1988). *Contributions to Mokken's Nonparametric Item Response Theory*. Free University Press: Amsterdam.
- Sijtsma, K. (1998). Methodology review: Nonparametric IRT approaches to the analysis of dichotomous item scores. *Applied Psychological Measurement*, 22, 3-31.
- Sijtsma, K.; Emons, W.H. M.; Boumeester, S.; Nyklicek, I. & Rodra, L. D. (2007). Nonparametric IRT Analysis of quality of life scale and its application to the World Health Organization Quality of life Scale (WHOQOL - bref). *Quality of life Research*, 17, 275 – 290.
- Sijtsma, K. & Hemker, B. T. (2000). A Taxonomy of IRT Models For Ordering of Persons and Items Using Simple Sum Scores. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 25, 391-415.
- Sijtsma, K. & Molenaar, I. (2002). *Introduction to Nonparametric Item Response Theory*. Sage Publication, International Educational and Professional Publisher. Thousand Oaks: London. New Delhi.
- Sijtsma, K., & Verweij, A., C. (1992). Mokken Scale Analysis: Theoretical Considerations and an Application to Transitivity Tasks, *Applied Measurement in Education*, 5(4), 355 -373.
- Snijders, Tom A.B. (2001). *Two-level non-parametric scaling for dichotomous data*, ICS / Department of Statistics and Measurement Theory University of Groningen.
- Sorana, D. B. & Lorentz, J. (2006). Pearson versus Spearman, Kendall's Tau Correlation Analysis on Structure-Activity Relationships of Biologic Active Compounds. *Leonardo Journal of Sciences*. Issue 9, July-December. P. 179-200.

- Stochl, J. (2006). *Nonparametric Extension of Item Response Theory Models and ITS Usefulness for Assessment of Dimensionality of Motor Tests*, Charles University in Prague, Faculty of Physical Education and Sport Department of Kinanthropology.
- Tenverger, E. & Kingma, J. (1985). A Nonparametric Scale Analysis of Development of Conservation. *Applied psychological measurement*, 9, 375-387.
- Van der Ark, L.A. (2007). Mokken Scale analysis in R. *Journal of Statistical Software*, 20 (11), 1-19.
- Waller, N. and Reise, S. (2010). Measuring Psychopathology with non – standard IRT model: Fitting the four parameter model to the MMPL, In Embretson, S., editor, *New Directions in Psychological Measurement with Model - Based Approaches*, pages 147- 173. American Psychological Association, Washington, DC.
- Yen, C. Ho, G. Liao, W. Chen, J. & Kuo, C. (2012). An Empirical Evaluation of the Slip Correction in the Logistic Models with Computerized Adaptive Testing. *Educational Technology & Society*, 15 (2), 231–243.
- Zimowski, M. F., Muraki, E., Mislevy, R., J., & Bock, R. D. (2003). *Bilog, Mg3 (Computer software)*. In M. du Toit (ed), *Irt from SSI: Bilog MG, Multiple, Par scale, test fact*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.

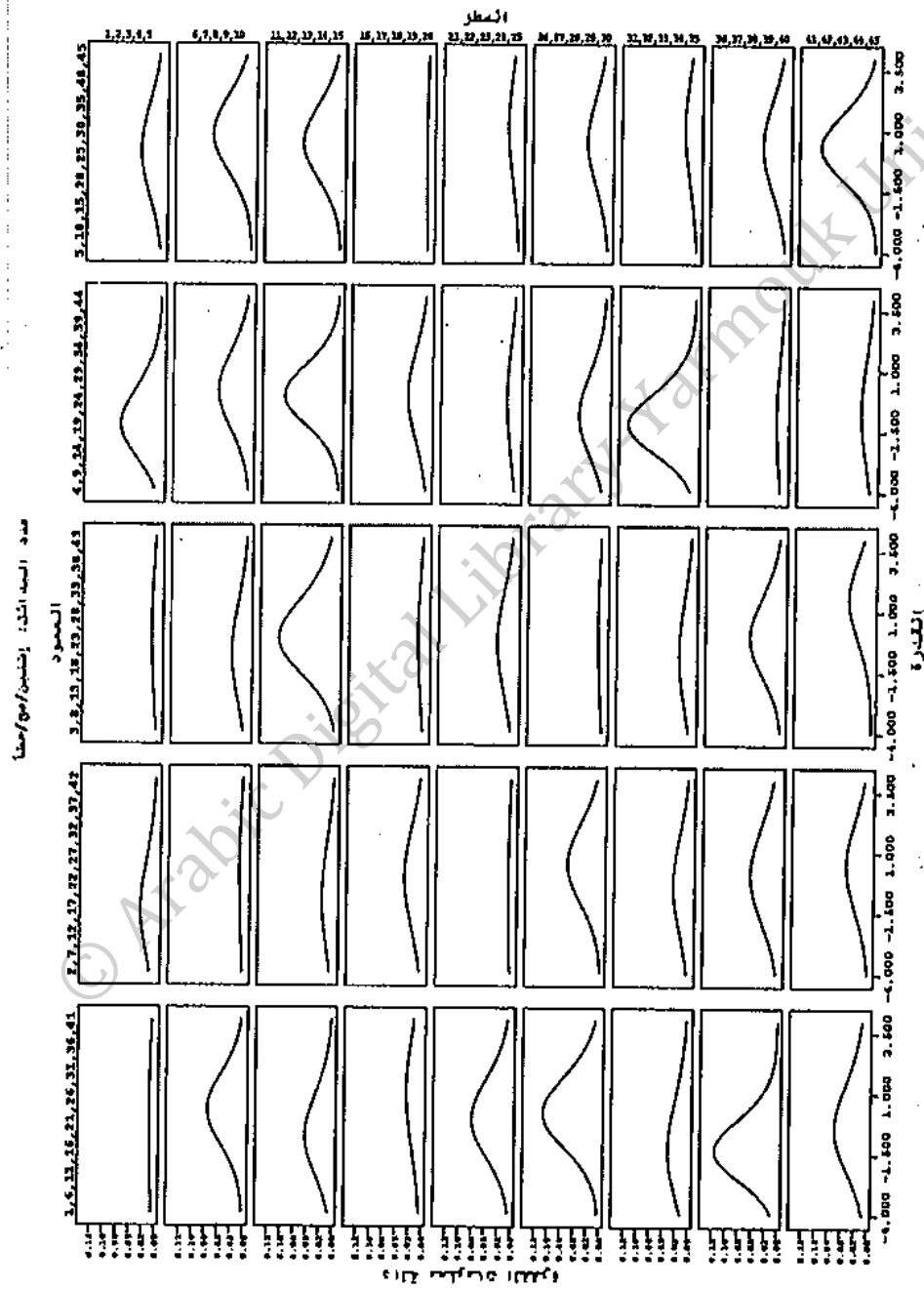
الملاحق

ملحق (1) منحى خصائص الفقرة لكل فقرة من فقرات اختبار الاختبار (بديليين) وفق النموذج الرابع

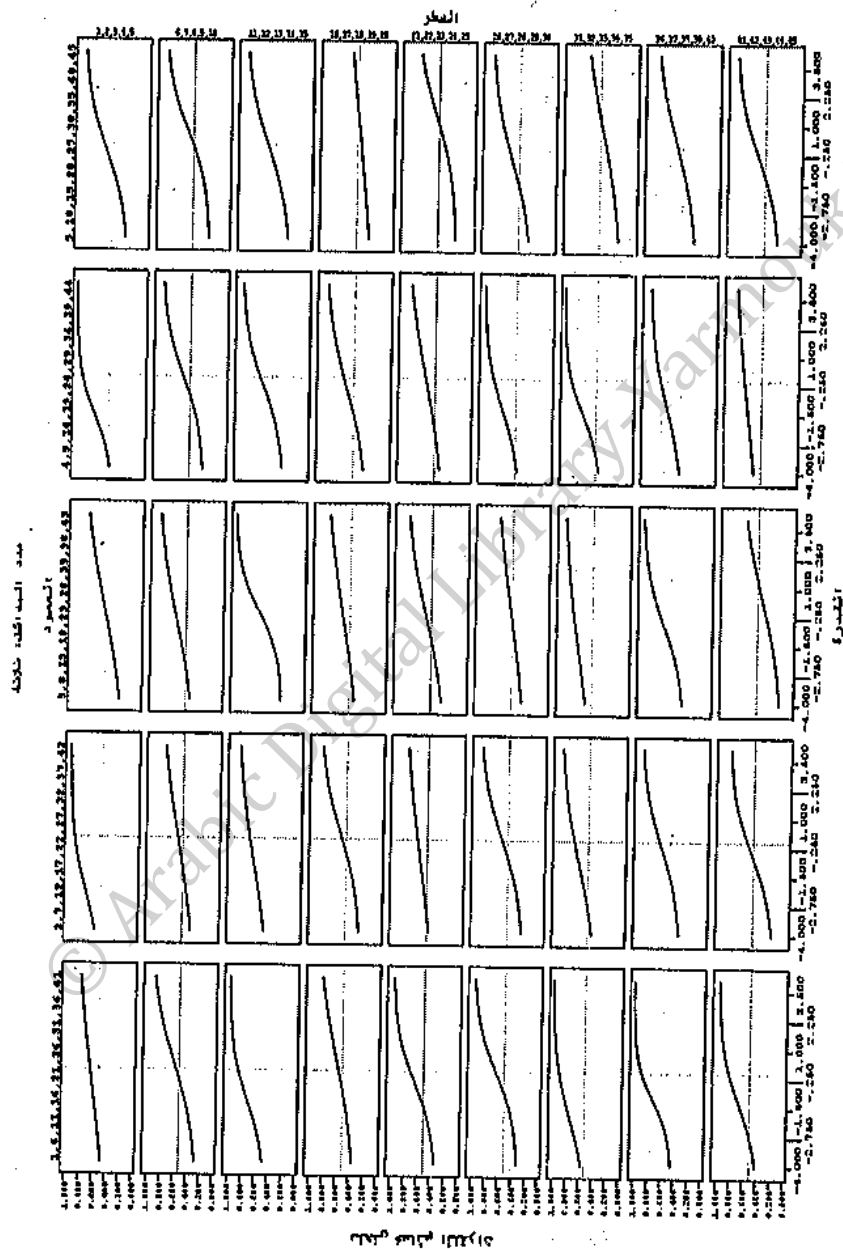
عدد التباديل: $n!$ إعطى



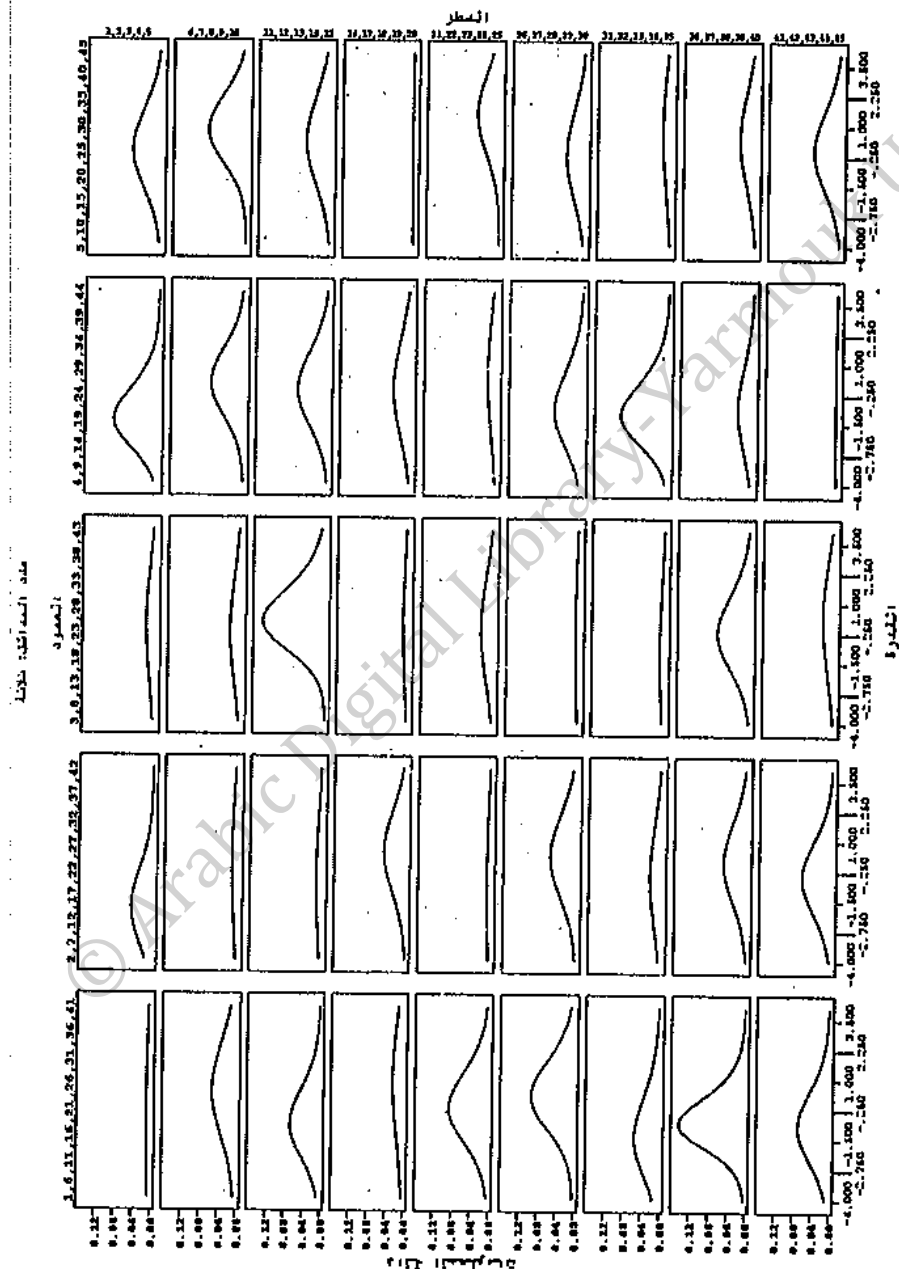
ملحق (2) منحنيات دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار اختيار من متعدد (أسئلة الصواب والخطأ)



ملحق (3) منحني خصائص الفترة لكل فترة من فترات اختبار اختيار من متعدد (ثلاثة بدائل) وفق النموذج الرباعي

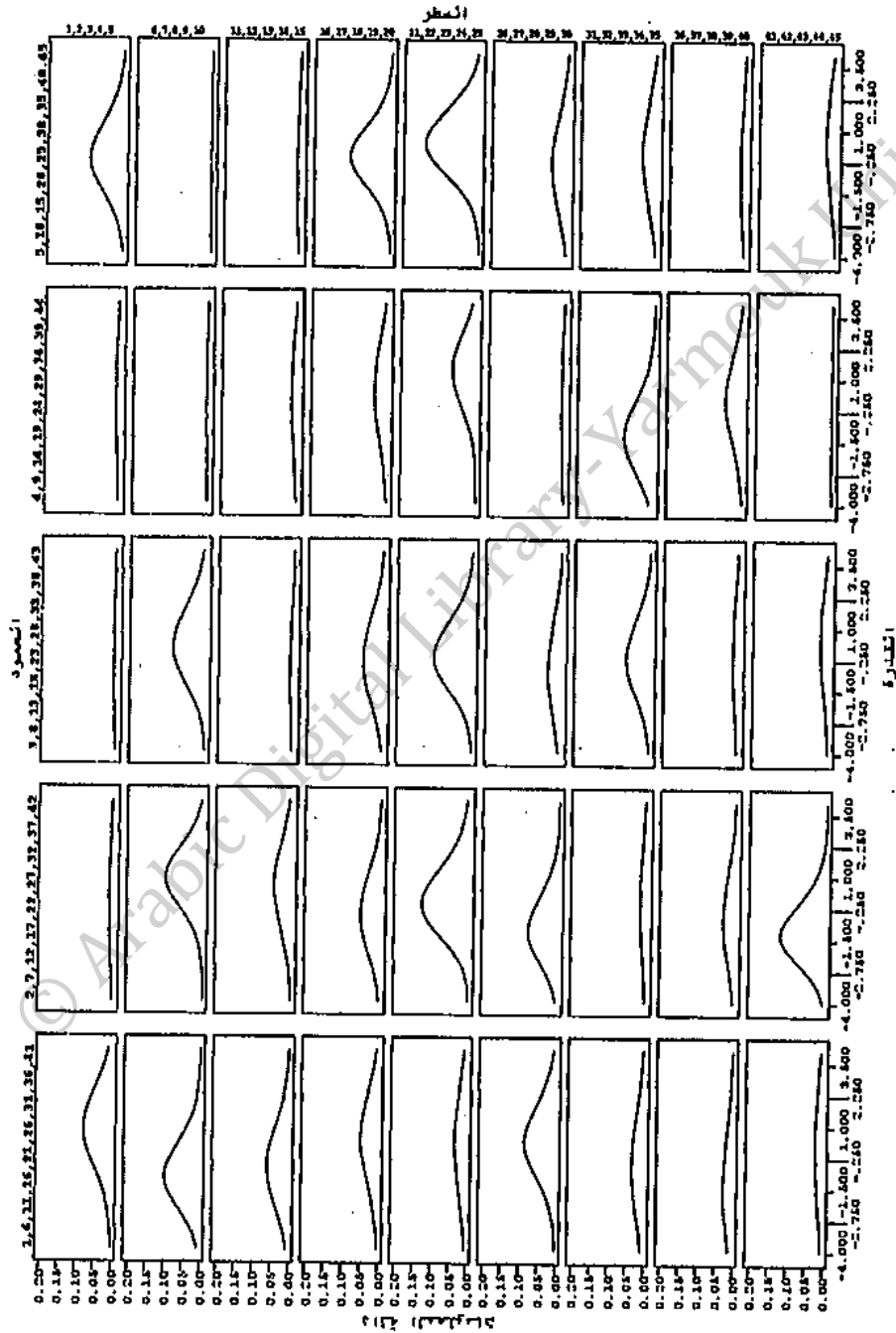


ملحق (4) منحنيات دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار اختيار (ثلاثة بدائل)



ملحق (6) منحنيات نالة معلومات كل فترة من فترات اختبار الاختيار من متعدد (أربعة بدائل)

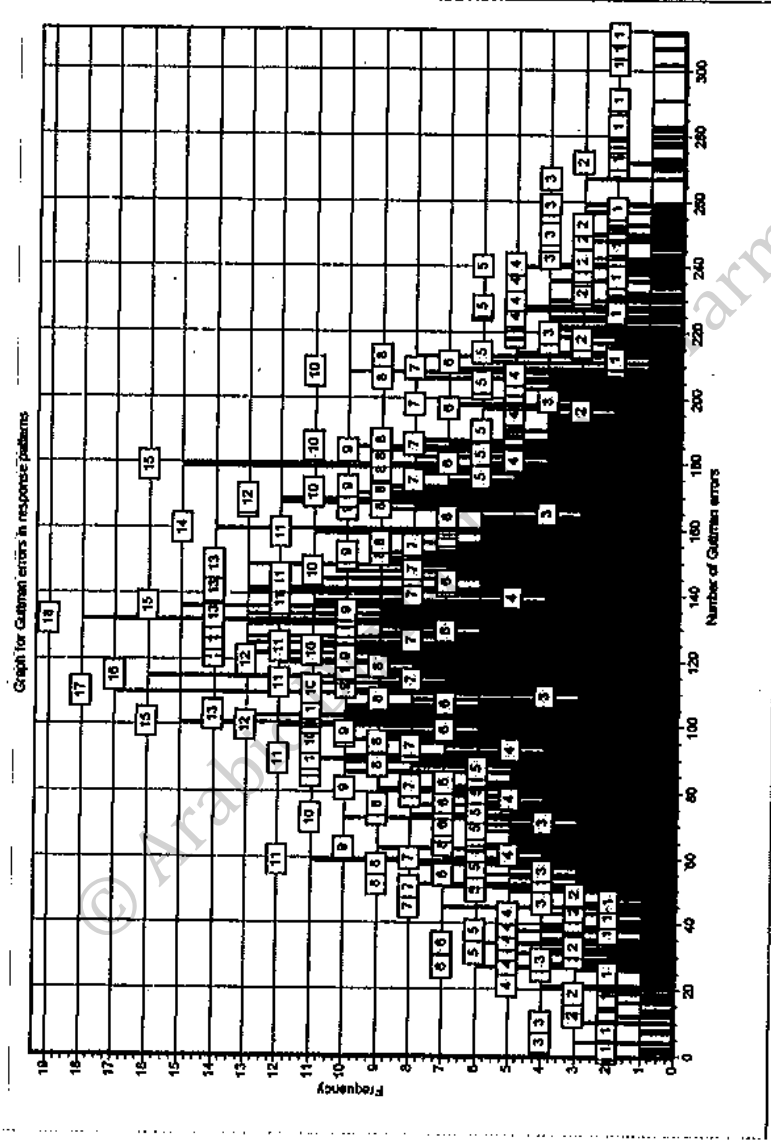
عدد البديلات: أربعة



ملحق (7). مصفوفة تكرارات الأخطاء الملحظة لكافة أزواج اختبارات اختيار أسئلة الصواب والخطأ وفقاً لأسلوب جتمان

المتغير	49	8	24	30	18	15	27	23	1	7	17	6	16	42	40	10	3	28	25	35	20	43	المتغير
43																							43
20																						350	20
35																					332	319	35
25																				339	334	327	25
28																			322	309	315	280	28
3																						256	3
10																						232	10
40																						226	40
42																						217	42
16																						208	16
8																						237	8
17																						219	17
7																						220	7
1																						226	1
23																						209	23
27																						168	27
15																						198	15
18																						197	18
30																						199	30
24																						186	24
9																						185	9
45																						174	45
26																						183	26
22																						190	22
6																						177	6
37																						199	37
19																						165	19
21																						148	21

ملحق (8) رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار (أسئلة الصواب والخطأ)



ملحق (9) مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أنواع اختبارات (أسئلة الصواب والخطأ) وفقاً لأسلوب جتمان

الرمز	1	7	6	16	42	40	10	3	28	25	35	20	43	الرمز
328.6	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	328.3	43
313.9	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	313.6	20
312.5	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	312.2	35
297.8	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	297.5	28
295.8	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	295.5	3
281.7	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	281.4	10
273.6	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	273.3	40
267.8	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	267.5	42
265.8	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	265.5	16
251.7	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	251.4	8
245.8	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	245.5	17
239.9	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	239.6	7
237.8	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	237.5	1
235.8	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	235.5	23
223.7	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	223.4	27
218.8	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	218.5	18
217.8	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	217.5	30
217.3	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	217.0	24
213.5	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	213.2	9
213.1	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	212.8	46
211.4	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	211.1	22
201.9	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	201.6	6
191.5	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	191.2	37
190.2	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	189.9	19
181.2	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	180.9	21
176.3	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	176.0	13
175.1	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	174.8	14
172.1	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	171.8	12
168.3	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	168.0	32
154.2	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	153.9	38
151.2	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	150.9	44
137.4	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	137.1	33
135.4	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	135.1	39
132.2	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	131.9	41
106.5	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	106.2	29
104.8	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	104.5	34
83.7	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	83.4	36
75.5	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	75.2	4
68.7	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	68.4	31
65.1	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	64.8	2

[illegible]

ملحق (10) مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار (أسئلة الصواب والخطأ) Hjj..Hjj.

45	9	24	30	18	16	27	23	1	7	17	6	16	42	40	10	3	28	25	35	20	43	43
0.05	0.15	0.09	0.08	0.02	0.12	0.08	0.05	0.05	0.07	0.07	0.11	0.07	0.09	0.09	0.14	0.04	0.04	0.05	0.08	0.04	0.05	0.05
0.18	0.14	0.06	0.15	0.07	0.16	0.15	0.06	0.08	0.11	0.13	0.12	0.12	0.08	0.08	0.15	0.14	0.14	0.05	0.17	0.09	0.12	0.08
0.05	0.05	0.05	0.05	0.07	0.14	0.12	0.08	0.08	0.12	0.16	0.16	0.12	0.14	0.15	0.18	0.13	0.08	0.08	0.15	0.06	0.14	0.08
0.08	0.11	0.06	0.07	0.09	0.09	0.09	0.12	0.04	0.04	0.07	0.07	0.06	0.08	0.08	0.11	0.08	0.08	0.08	0.15	0.06	0.12	0.08
0.17	0.12	0.05	0.08	0.07	0.14	0.11	0.06	0.07	0.07	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
0.19	0.1	0.13	0.12	0.05	0.15	0.23	0.15	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	
0.2	0.18	0.12	0.12	0.05	0.15	0.23	0.15	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	
0.08	0.14	0.06	0.09	0.03	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	
0.2	0.16	0.15	0.11	0.07	0.14	0.11	0.06	0.07	0.07	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	
0.1	0.12	0.05	0.13	0.01	0.14	0.16	0.15	0.08	0.1	0.19	0.18	0.13	0.18	0.13	0.22	0.08	0.05	0.06	0.08	0.08	0.08	
0.12	0.11	0.05	0.07	0.07	0.2	0.11	0.15	0.05	0.05	0.11	0.12	0.01	0.1	0.1	0.14	0.01	0.02	0.06	0.08	0.08	0.08	
0.15	0.07	0.05	0.08	0.11	0.09	0.15	0.1	0.14	0.09	0.14	0.13	0.12	0.09	0.1	0.14	0.01	0.02	0.06	0.08	0.08	0.08	
0.13	0.06	0.06	0.1	0.09	0.15	0.1	0.12	0.07	0.03	0.12	0.13	0.12	0.09	0.1	0.14	0.01	0.02	0.06	0.08	0.08	0.08	
0.14	0.09	0.02	0.08	0.05	0.09	0.09	0.01	0.04	0.06	0.07	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	
0.2	0.13	0.14	0.14	0.09	0.11	0.22	0.14	0.04	0.04	0.22	0.11	0.12	0.14	0.11	0.11	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	
0.15	0.15	0.14	0.21	0.15	0.14	0.17	0.11	0.09	0.06	0.05	0.11	0.04	0.11	0.11	0.11	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	
0.15	0.15	0.15	0.12	0.17	0.16	0.19	0.14	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	
0.26	0.16	0.21	0.24	0.15	0.26	0.22	0.29	0.01	0.13	0.23	0.21	0.2	0.19	0.21	0.15	0.12	0.18	0.23	0.18	0.19	0.14	
0.27	0.21	0.08	0.12	0.34	0.23	0.2	0.24	0.11	0.1	0.28	0.26	0.11	0.14	0.11	0.17	0.03	0.22	0.07	0.15	0.22	0.28	
0.17	0.16	0.04	0.																			
0.27	0.17	0.04	0.07	0.04	0.27	0.22	0.15	0.12	0.1	0.11	0.2	0.17	0.13	0.13	0.12	0.27	0.04	0.33	0.17	0.05	0.21	

31	4	36	34	28	11	41	39	33	44	38	32	12	14	8	13	21	19	37	5	22	26	22
0.04	0.02	0.13	0.1	0.08	0.12	0.19	0.09	0.1	0.07	0.06	0.12	0.09	0.11	0.12	0.19	0.14	0.08	0.13	0.1	0.03	0.06	22
																					0.16	5
																					0.17	37
																					0.17	19
																					0.05	21
																					0.19	13
																					0.17	8
																					0.05	14
																					0.08	12
																					0.13	32
																					0.13	35
																					0.05	21
																					0.03	44
																					0.07	33
																					0.13	33
																					0.06	39
																					0.05	41
																					0.15	11
																					0.13	15
																					0.03	19
																					0.18	29
																					0.33	34
																					0.09	36
																					0.32	36
																					0.02	4
																					0.04	31
																					0.22	2

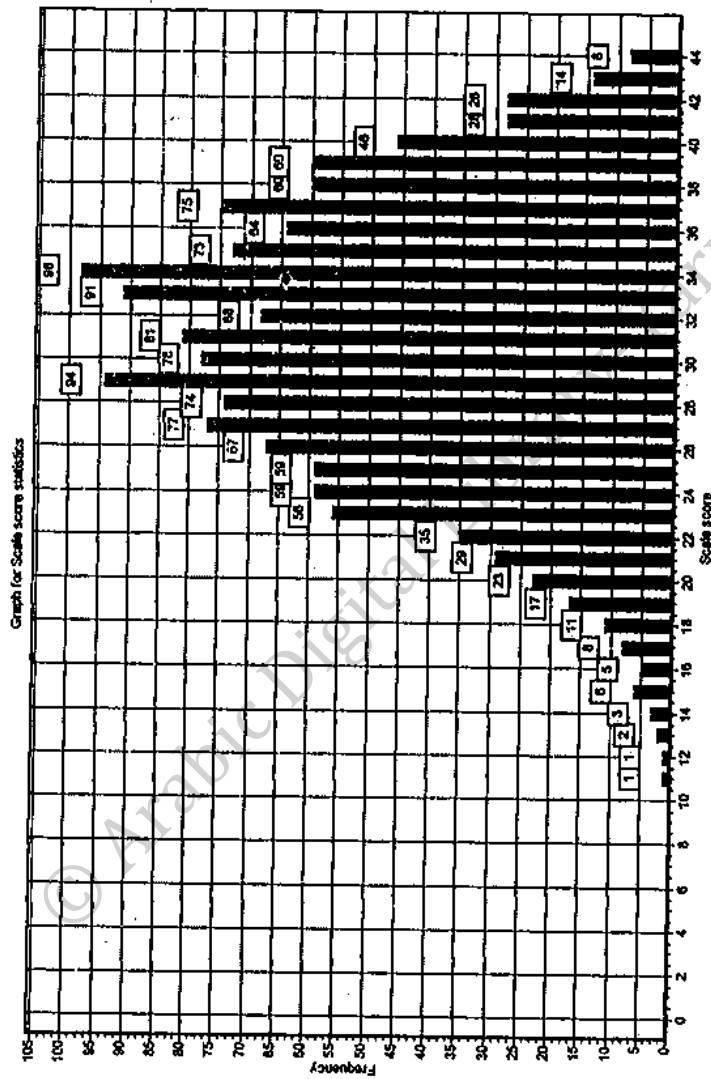
ملحق (11) قيم معاملات التدرج لأزواج الفترات Z اختبار (اختيار من متعدد أسئلة الصواب والخطأ)

45	8	24	30	18	16	27	23	1	7	17	6	16	42	40	10	3	28	25	36	20	43
6.75	5.84	2.37	5.83	2.48	1.86	3.32	0.65	3.78	4.51	3.03	3.11	4.38	3.03	3.42	1.74	3.03	3.42	1.74	3.03	3.42	1.74
2	3.03	4.06	2.21	1.81	1.73	2.01	1.11	1.78	2.58	3.07	2.22	2.08	1.47	0.30	1.04	0.4	1.55	0.56	3.33	1.54	1.77
5.99	4.15	1.81	4.85	0.39	3.87	3.07	4.05	0.16	3.51	2.43	3.67	2.84	4.57	3.78	3.58	2.2	2.78	3.15	3.88	2.16	2.17
4.79	3.31	1.83	4.23	4.09	1.62	4.09	4.13	4.09	6.06	1.77	1.77	1.65	1.86	4.19	3.47	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21
6.69	3.35	4.23	4.09	1.62	4.09	4.13	4.09	6.06	1.77	1.77	1.65	1.86	4.19	3.47	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21
2.63	4.7	2.07	2.87	0.87	1.77	1.77	1.65	1.86	4.19	3.47	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21	2.21
3.18	3.89	1.51	4.88	3.58	2.19	4.29	0.42	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82	2.82
4	3.8	3.12	2.09	1.57	2.25	2.09	2.25	2.09	1.57	2.25	2.09	1.57	2.25	2.09	1.57	2.25	2.09	1.57	2.25	2.09	1.57
4.84	2.27	1.5	2.48	1.15	3.45	3.04	3.18	1.24	3.2	2.83	4.46	0.82	2.5	2.9	4.43	2.21	1.65	1.88	1.97	0.43	1.55
3.86	1.62	2.32	2.93	3.04	3.18	1.24	3.2	2.83	4.46	0.82	2.5	2.9	4.43	2.21	1.65	1.88	1.97	0.43	1.55	1.55	1.55
3.86	2.43	0.5	2.46	1.49	2.45	2.53	0.31	1.04	1.45	1.84	3.12	0.99	2.46	2.73	2.72	1.02	0.26	0.25	2.12	0.8	0.57
4.39	3.77	1.35	4.84	1.57	2.98	5.75	3.77	0.91	0.94	5.29	2.84	2.84	3.42	5.01	5.78	2.81	1.27	3.24	2.95	1.58	1.58
3.72	3.55	3.34	4.82	3.56	3.88	3.88	2.81	2	1.73	3.55	4.39	0.81	2.45	2.58	2.6	1.82	1.32	2.85	4.27	1.22	1.22
7.22	5.23	2.43	3.53	4.18	3.21	3.77	4.24	2.8	2.78	3.9	5.3	3.21	5.03	4.49	4.69	2.37	1.86	1.45	3.24	0.9	0.9
5.58	3.43	4.39	4.99	3.18	5.32	4.42	5.84	0.24	2.48	4.38	3.88	3.88	3.62	3.86	2.66	2.06	2.79	3.3	2.47	2.45	1.81
5.37	4.15	1.59	2.4	0.87	4.47	3.9	4.57	2.08	1.76	5.13	4.62	1.94	5.17	4.47	3.23	0.54	3.27	0.88	1.97	2.69	3.16
3.15	3.13	0.83	2.57	2.19	3.7	3.65	2.44	3.53	0.14	3.84	3.05	1.37	2.35	1.84	2.77	2.4	2.02	1.67	1.98	0.82	2.47
4.68	3.13	0.79	1.3	0.74	4.82	3.86	2.85	1.89	1.74	1.83	3.22	2.83	2.07	2.1	1.83	4.09	0.5	3.98	2.03	0.73	2.1

31	4	38	34	29	11	41	39	33	44	38	32	12	14	8	13	21	19	37	6	22	26	21
157	0.84	4.21	3.44	2.45	3.5	4.94	2.19	0.63	3	3.03	2.71	2.89	2.64	2.53	3.84	4.34	0.11	2.5	1.92	0.91	3.96	3
4.82	2.61	5.98	3.24	4.03	3.24	2.41	2.11	1.37	4.36	2.25	1.08	2.08	1.46	4.14	5.98	3.45	2.44	5.63	1.82	0.78	4.12	2
6.8	3.42	4.38	2.85	4.03	3.24	2.41	2.11	1.37	4.36	2.25	1.08	2.08	1.46	4.14	5.98	3.45	2.44	5.63	1.82	0.78	4.12	2
5.48	5.34	6.44	3.9	2.72	3.35	3.99	4.12	3.1	3.2	2.76	4.83	6.44	5.77	5.58	5.4	5.49	4.94	4.41	1.9	6.83	3.8	3
5.55	4.78	4.47	2.15	4.87	5.85	6.29	3.29	3.38	5.24	2.68	7.13	5.08	5.4	5.49	4.94	4.41	1.9	6.83	3.8	3	3	3
6.51	3.29	3.17	3.98	2.49	2.23	1.33	5.39	2.67	4.55	3.11	3.47	3.69	3.41	3.63	4.72	2.8	2.19	3.41	3.61	1.16	5.92	22
4.94	3.3	0.96	1.05	3.98	2.85	1.78	4.87	4.1	4.98	2.61	3.57	4.56	3.05	3.3	3.61	1.16	5.92	2.8	2.19	3.41	3.61	22
3.61	3.3	0.96	1.05	3.98	2.85	1.78	4.87	4.1	4.98	2.61	3.57	4.56	3.05	3.3	3.61	1.16	5.92	2.8	2.19	3.41	3.61	22
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44
3.62	2.51	4.09	3.6	2.84	4.51	3.49	4.37	3.3	5.83	4.28	4.68	4.19	2.27	3.5	4.2	1.52	6.64	4.6	1.88	1.03	2.04	44

	31	4	36	34	28	11	41	39	33	44	33	32	12	14	8	13	21	19	37	6	22	26	25	10
	1.67	4.82	2.61	5.86	3.24	4.03	3.24	2.41	2.11	1.37	4.38	2.25	1.08	4.84	4.14	5.88	3.45	2.44	5.08	1.82	0.79	4.12	3.92	31
		0.84	4.21	3.44	2.45	3.5	4.94	2.19	0.63	3	3.03	2.71	2.69	2.64	2.53	4.34	4.34	0.11	2.5	2.24	0.91	3.86	2	
																							3	
																							4	
																							5	
																							6	
																							7	
																							8	
																							9	
																							10	
																							11	
																							12	
																							13	
																							14	
																							15	
																							16	
																							17	
																							18	
																							19	
																							20	
																							21	
																							22	
																							23	
																							24	
																							25	
																							26	
																							27	
																							28	
																							29	
																							30	
																							31	
																							32	
																							33	
																							34	
																							35	
																							36	
																							37	
																							38	
																							39	
																							40	
																							41	
																							42	
																							43	
																							44	
																							45	
																							46	
																							47	
																							48	
																							49	
																							50	

الملحق (12) توزيع علامات الطلبة على الاختبار



ملحق 13. الإحصائيات الوصفية للتحقق من افتراض تجانس اضطرابية السمة لأسئلة الصواب والخطأ.

مركبات مختلطة													
تسمية المركبات [الاسم (العربي)]		المركب العربي	1	0	المركبات المختلطة	المركب العربي	1	0	المركبات المختلطة	المركب العربي	1	0	1
0.59	0.59	101	89	179	22	1	1	1	1	1	1	0	1
0.55	0.55	102	85	187	25	1	1	1	1	1	1	1	1
0.50	0.50	132	94	226	28	1	1	1	1	1	1	3	3
0.55	0.55	92	74	166	30	1	1	1	1	1	1	4	4
0.68	0.68	115	54	169	32	1	1	1	1	1	1	5	5
0.66	0.66	118	60	178	34	1	1	1	1	1	1	6	6
0.73	0.73	150	55	206	37	1	1	1	1	1	1	7	7
0.73	0.73	144	53	197	43	1	1	1	1	1	1	8	8
0.8	0.8	145	37	182	22	1	1	1	1	1	1	0	2
0.83	0.83	154	31	185	25	1	1	1	1	1	1	1	1
0.84	0.84	136	25	161	27	1	1	1	1	1	1	2	2
0.9	0.9	156	17	173	20	1	1	1	1	1	1	3	3
0.92	0.92	223	18	242	32	1	1	1	1	1	1	4	4
0.95	0.95	159	9	168	34	1	1	1	1	1	1	5	5
0.96	0.96	195	8	203	37	1	1	1	1	1	1	6	6
0.97	0.97	180	5	185	43	1	1	1	1	1	1	7	7
0.48	0.48	80	85	165	22	1	1	1	1	1	1	0	3
0.45	0.45	82	101	183	25	1	1	1	1	1	1	1	1
0.54	0.54	82	71	153	27	1	1	1	1	1	1	2	2
0.51	0.51	84	82	166	29	1	1	1	1	1	1	3	3
0.56	0.56	90	73	163	31	1	1	1	1	1	1	4	4
0.65	0.65	118	63	181	33	1	1	1	1	1	1	5	5
0.65	0.65	143	78	221	36	1	1	1	1	1	1	6	6
0.67	0.67	180	87	267	43	1	1	1	1	1	1	7	7
0.7	0.7	127	55	182	22	1	1	1	1	1	1	0	4
0.8	0.8	153	38	191	25	1	1	1	1	1	1	1	1
0.86	0.86	205	34	239	28	1	1	1	1	1	1	2	2
0.87	0.87	148	22	170	30	1	1	1	1	1	1	3	3
0.94	0.94	148	9	157	32	1	1	1	1	1	1	4	4
0.95	0.95	167	8	175	34	1	1	1	1	1	1	5	5
0.97	0.97	185	5	200	37	1	1	1	1	1	1	6	6
0.98	0.98	181	4	185	43	1	1	1	1	1	1	7	7
0.5	0.5	85	85	170	22	1	1	1	1	1	1	0	5
0.59	0.59	102	72	174	25	1	1	1	1	1	1	1	1
0.6	0.6	95	63	158	27	1	1	1	1	1	1	2	2
0.61	0.61	106	68	175	29	1	1	1	1	1	1	3	3
0.69	0.69	170	78	248	32	1	1	1	1	1	1	4	4
0.78	0.78	134	42	176	34	1	1	1	1	1	1	5	5
0.84	0.84	171	33	204	37	1	1	1	1	1	1	6	6
0.88	0.88	170	24	184	43	1	1	1	1	1	1	7	7
0.41	0.41	68	86	164	22	1	1	1	1	1	1	0	6
0.41	0.41	74	106	180	25	1	1	1	1	1	1	1	1
0.45	0.45	67	82	148	27	1	1	1	1	1	1	2	2
0.56	0.56	102	80	182	28	1	1	1	1	1	1	3	3
0.62	0.62	98	59	157	31	1	1	1	1	1	1	4	4
0.72	0.72	129	48	178	33	1	1	1	1	1	1	5	5
0.87	0.87	105	51	166	35	1	1	1	1	1	1	6	6
0.82	0.82	273	80	333	43	1	1	1	1	1	1	7	7

رقم الفرقة	عدد الطلاب	متوسط الدراسة	توزيع الدرجات		توزيع الدرجات		توزيع الدرجات		عدد الطلاب	متوسط الدراسة	رقم الفرقة
			1	0	1	0	1	0			
0.83	145	0.83	29	174	34	33	6	14			
0.9	188	0.9	21	207	37	36	7				
0.89	183	0.89	1	184	43	38	8				
0.49	79	0.49	82	161	22	11	1				
0.53	98	0.53	87	185	25	23	2				
0.61	85	0.61	81	156	27	25	3				
0.68	124	0.68	58	182	29	28	4				
0.77	120	0.77	35	156	31	30	5				
0.85	160	0.85	28	188	33	32	6				
0.85	187	0.85	32	219	36	34	7				
0.93	234	0.93	17	251	43	37	8				
0.45	75	0.45	92	167	22	11	1				
0.47	84	0.47	94	178	25	23	2				
0.48	72	0.48	79	151	27	26	3				
0.61	111	0.61	70	181	29	28	4				
0.62	96	0.62	53	154	31	30	5				
0.74	139	0.74	49	188	33	32	6				
0.74	113	0.74	39	152	35	34	7				
0.83	290	0.83	38	328	44	33	8				
0.52	89	0.52	82	171	22	10	1				
0.48	87	0.48	94	181	25	23	2				
0.59	135	0.59	95	230	28	26	3				
0.52	87	0.52	81	168	30	28	4				
0.57	89	0.57	67	155	32	31	5				
0.58	105	0.58	77	182	34	33	6				
0.7	106	0.7	45	151	35	35	7				
0.83	216	0.83	44	260	43	37	8				
0.4	65	0.4	99	164	22	11	1				
0.51	95	0.51	92	187	25	23	2				
0.51	77	0.51	73	150	27	26	3				
0.59	104	0.59	73	177	29	28	4				
0.63	97	0.63	58	155	31	30	5				
0.68	119	0.68	55	174	33	32	6				
0.65	100	0.65	55	155	35	34	7				
0.77	260	0.77	77	337	43	36	8				
0.56	97	0.56	77	174	22	11	1				
0.59	107	0.59	75	182	25	23	2				
0.57	87	0.57	65	152	27	26	3				
0.68	112	0.68	52	164	29	28	4				
0.6	94	0.6	82	158	31	30	5				
0.7	136	0.7	59	195	33	32	6				
0.73	158	0.73	57	215	36	34	7				
0.77	202	0.77	59	261	43	37	8				
0.55	94	0.55	76	170	22	10	1				
0.55	103	0.55	85	188	25	23	2				
0.65	155	0.65	83	238	28	26	3				
0.69	115	0.69	51	165	30	29	4				
0.72	114	0.72	44	158	32	31	5				
0.78	143	0.78	41	184	34	33	6				
0.82	184	0.82	35	199	37	35	7				
0.87	170	0.87	26	196	43	38	8				
0.32	51	0.32	110	161	22	11	1				
0.20											

نسبة التجهيزات الهيكلية (المجموع)	الفرصة الهيكلية	مصفوفات منطقية للفرصة			Rastscore			رسم مخطط
		1	0	الحدا	الحدا	الحدا	الحدا	
0.41	0.41	73	107	180	25	23	2	2
0.41	0.41	91	132	223	28	26	3	3
0.38	0.38	69	112	181	30	29	4	4
0.5	0.5	80	79	159	32	31	5	5
0.43	0.43	72	96	168	34	33	6	6
0.43	0.43	92	123	215	37	36	7	7
0.56	0.56	119	93	212	44	38	8	8
0.48	0.48	80	96	166	22	1	0	21
0.55	0.55	103	84	187	25	11	1	1
0.64	0.64	58	54	152	27	23	2	2
0.68	0.68	123	58	182	29	26	3	3
0.7	0.7	106	45	150	31	30	4	4
0.8	0.8	150	33	188	33	32	5	5
0.83	0.83	123	26	149	35	34	6	6
0.91	0.91	297	28	325	43	36	7	7
0.84	0.84	110	92	172	22	1	0	22
0.81	0.81	116	74	190	25	10	1	1
0.64	0.64	150	85	235	28	23	2	2
0.64	0.64	103	59	162	30	26	3	3
0.72	0.72	119	46	165	32	31	4	4
0.74	0.74	128	48	174	34	33	5	5
0.75	0.75	151	51	202	37	35	6	6
0.77	0.77	154	45	199	43	38	7	7
0.43	0.43	73	95	168	22	1	0	23
0.53	0.53	95	83	176	25	11	1	1
0.59	0.59	85	69	160	27	23	2	2
0.59	0.59	98	67	165	29	26	3	3
0.64	0.64	104	58	162	31	30	4	4
0.7	0.7	126	55	181	33	32	5	5
0.72	0.72	161	63	224	36	34	6	6
0.8	0.8	208	52	261	43	37	7	7
0.56	0.56	94	74	168	22	1	0	24
0.51	0.51	82	57	179	25	11	1	1
0.53	0.53	83	73	166	27	23	2	2
0.69	0.69	123	56	179	29	28	3	3
0.73	0.73	115	43	158	31	30	4	4
0.74	0.74	125	43	168	33	32	5	5
0.63	0.63	98	57	166	35	34	6	6
0.79	0.79	265	70	335	43	38	7	7
0.39	0.39	63	98	161	22	1	0	25
0.38	0.38	71	116	187	25	11	1	1
0.39	0.39	83	131	214	28	23	2	2
0.35	0.35	81	114	175	30	26	3	3
0.47	0.47	73	82	155	32	31	4	4
0.47	0.47	90	100	190	34	33	5	5
0.6	0.6	127	86	213	37	35	6	6
0.68	0.68	138	66	204	43	38	7	7
0.4	0.4	65	98	163	22	1	0	26
0.49	0.49	92	97	189	25	11	1	1
0.58	0.58	134	96	230	28	23	2	2
0.6	0.6	111	74	185	30	26	3	3
0.73	0.73	115	42	157	32	29	4	4
0.74	0.74	132	47	179	34	31	5	5

نسبة الاجتهاد الاجتهاد (المعيار)	متوسط الاجتهاد	مؤشرات من استبيان الطلبة				Resscore				رقم الطلب
		1	0	عدد	نسبة الاجتهاد	عدد	نسبة الاجتهاد	عدد	نسبة الاجتهاد	
0.76	0.76	117	37	154	27	154	27	28	3	
0.8	0.8	134	34	168	29	168	29	28	4	
0.77	0.77	117	34	151	31	151	31	30	5	
0.64	0.64	158	30	188	33	188	33	32	6	
0.84	0.84	187	35	222	36	222	36	34	7	
0.9	0.9	227	25	252	43	252	43	37	8	
0.64	0.64	113	84	177	22	177	22	1	0	34
0.72	0.72	142	54	196	25	196	25	11	1	
0.88	0.88	214	30	244	28	244	28	26	3	
0.86	0.86	139	23	162	30	162	30	29	4	
0.84	0.84	152	10	162	32	162	32	31	5	
0.97	0.97	188	5	173	34	173	34	33	6	
0.96	0.96	193	7	200	37	200	37	35	7	
0.99	0.99	184	1	185	43	185	43	38	8	
0.36	0.36	57	101	158	22	158	22	1	0	35
0.32	0.32	58	122	180	23	180	23	11	1	
0.43	0.43	68	86	154	27	154	27	23	2	
0.38	0.38	63	101	164	28	164	28	26	3	
0.41	0.41	64	82	156	31	156	31	30	4	
0.51	0.51	87	84	171	33	171	33	32	5	
0.45	0.45	77	93	170	35	170	35	34	6	
0.64	0.64	223	123	346	44	346	44	36	8	
0.62	0.62	113	68	181	22	181	22	1	0	36
0.76	0.76	143	48	189	25	189	25	11	1	
0.85	0.85	131	23	154	27	154	27	23	2	
0.91	0.91	158	16	174	29	174	29	23	3	
0.92	0.92	138	12	150	31	150	31	30	4	
0.93	0.93	176	14	190	33	190	33	32	5	
0.95	0.95	204	10	214	36	214	36	34	6	
0.98	0.98	242	5	247	43	247	43	37	7	
0.49	0.49	93	86	189	22	189	22	1	0	37
0.58	0.58	110	78	189	25	189	25	11	1	
0.63	0.63	149	89	238	28	238	28	23	2	
0.66	0.66	108	56	164	30	164	30	28	3	
0.74	0.74	118	41	159	32	159	32	29	4	
0.73	0.73	135	50	185	34	185	34	31	5	
0.86	0.86	173	29	202	37	202	37	33	6	
0.93	0.93	179	14	193	43	193	43	35	7	
0.56	0.56	98	76	174	22	174	22	1	0	38
0.6	0.6	110	73	183	25	183	25	11	1	
0.68	0.68	102	48	150	27	150	27	23	2	
0.72	0.72	127	48	179	29	179	29	26	3	
0.75	0.75	119	38	158	31	158	31	28	4	
0.85	0.85	180	28	188	33	188	33	30	5	
0.87	0.87	193	30	223	36	223	36	32	6	
0.94	0.94	233	14	247	43	247	43	34	7	
0.67	0.67	121	59	180	22	180	22	1	0	39
0.74	0.74	135	48	183	25	183	25	11	1	
0.74	0.74	112	39	151	27	151	27	23	2	
0.74	0.74	131	45	176	29	176	29	26	3	
0.83	0.83	129	26	155	31	155	31	28	4	
0.88	0.88	162	23	185	33	185	33	30	5	
0.82	0.82	178	38	216	36	216	36	32	6	

تسوية الاختبارات الاحصائية (المصححة)	المتوسط الاحصائي	مؤشرات ضبط جودة الاختبار		Rentscore		Rm المؤشر
		1	0	الحد الاعلى	الحد الاسفل	
0.86	0.86	217	36	255	43	8
0.43	0.43	73	85	168	22	1
0.43	0.43	74	88	172	25	11
0.45	0.45	73	84	157	27	23
0.56	0.56	100	79	179	29	28
0.59	0.59	61	64	155	31	30
0.64	0.64	112	83	175	33	32
0.65	0.65	104	55	159	35	34
0.8	0.8	266	68	334	43	36
0.59	0.59	101	70	171	22	1
0.65	0.65	121	66	187	25	11
0.76	0.76	125	40	165	27	23
0.79	0.79	131	34	165	29	28
0.76	0.76	114	36	150	31	30
0.87	0.87	167	24	191	33	32
0.88	0.88	186	28	224	36	34
0.87	0.87	238	8	246	43	37
0.45	0.45	74	91	165	22	1
0.46	0.46	83	98	179	25	10
0.49	0.49	77	78	156	27	23
0.55	0.55	94	78	172	29	28
0.54	0.54	88	73	159	31	30
0.65	0.65	118	61	179	33	32
0.71	0.71	108	45	153	35	34
0.81	0.81	271	63	336	43	36
0.36	0.36	54	96	152	22	1
0.27	0.27	49	133	182	25	11
0.34	0.34	80	155	235	28	26
0.38	0.38	65	104	159	30	29
0.42	0.42	64	88	153	32	31
0.41	0.41	75	108	183	34	33
0.5	0.5	75	78	151	36	35
0.57	0.57	184	88	273	43	37
0.64	0.64	114	64	178	22	1
0.68	0.68	121	57	178	25	11
0.7	0.7	113	48	161	27	23
0.74	0.74	127	45	172	29	28
0.74	0.74	113	39	152	31	30
0.83	0.83	156	31	187	33	32
0.85	0.85	188	34	220	36	34
0.87	0.87	219	32	251	43	37
0.43	0.43	71	93	164	22	1
0.47	0.47	85	94	179	25	11
0.53	0.53	87	76	163	27	23
0.55	0.55	95	77	172	29	28
0.67	0.67	104	51	155	31	30
0.77	0.77	147	45	182	33	32
0.78	0.78	118	34	162	35	34
0.93	0.93	268	24	302	43	36

ملحق (14) تيجنن اضطرابية السمة لكافة فقرات الاختبار لأسئلة التصواب والخطأ

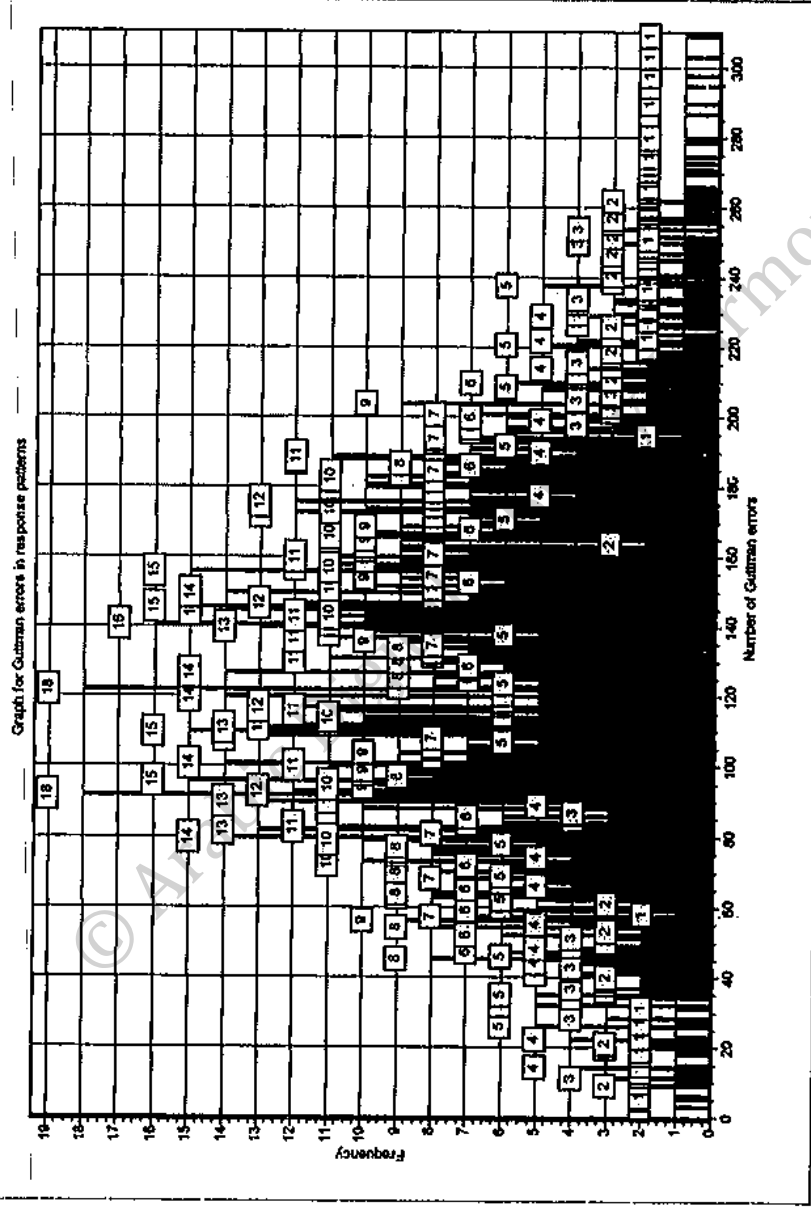
--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

ملحق (15). مصفوفة تكرارات الأخطاء الملاحظة لكافة أزواج فقرات الاختبار اختيار من متعدد بثلاثة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان

رقم الفقرات	46	22	5	9	15	18	1	27	23	40	42	17	7	6	16	10	3	28	26	20	36	43	43
305	313	322	284	274	309	283	318	299	284	288	292	318	284	288	292	318	284	288	292	318	284	288	292
282	285	300	276	277	275	288	283	293	289	280	286	272	298	278	284	280	286	272	298	278	284	280	286
284	273	296	251	257	254	265	273	241	258	236	220	247	254	240	248	219	234	231	183	205	177	158	141
253	265	265	237	251	243	260	256	240	247	220	227	226	243	221	222	211	200	167	176	177	158	141	13
245	246	237	237	251	243	260	256	240	247	220	227	226	243	221	222	211	200	167	176	177	158	141	13
261	255	280	238	281	264	264	249	229	211	211	211	211	211	211	211	211	211	211	211	211	211	211	211
233	244	224	208	234	237	252	216	232	216	232	216	232	216	232	216	232	216	232	216	232	216	232	216
251	240	248	238	245	253	237	242	231	239	214	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227	227
227	231	216	213	226	224	224	217	214	200	209	205	218	204	212	210	204	204	204	204	204	204	204	204
206	214	199	194	202	206	203	196	181	185	179	175	176	175	181	168	164	147	159	161	131	135	108	117
152	184	159	174	164	181	178	191	194	181	183	193	175	176	181	168	164	147	159	161	131	135	108	117
189	188	188	185	188	181	178	191	194	181	183	193	175	176	181	168	164	147	159	161	131	135	108	117
123	161	132	127	132	149	140	130	128	127	120	113	123	137	137	116	118	108	113	115	102	108	85	85
134	143	132	136	138	131	138	128	128	127	120	113	123	137	137	116	118	108	113	115	102	108	85	85
107	119	100	94	98	98	126	120	97	114	98	100	102	110	83	110	92	92	96	73	83	66	61	75
102	107	84	84	84	91	107	101	81	94	96	70	89	89	89	89	89	89	89	89	89	89	89	89
81	100	81	86	90	95	97	80	85	81	85	75	84	81	82	81	70	73	81	64	73	63	48	31
84	101	82	88	87	86	95	79	86	82	70	75	75	76	72	99	78	74	71	50	59	64	63	31
89	94	76	81	75	87	87	91	81	79	78	73	71	85	69	80	68	74	79	57	57	58	51	2

31	4	34	36	29	11	33	41	39	38	44	32	12	21	8	13	14	37	30	19	26	24	26
																					291	26
																					288	19
																			293	297	292	30
																		283	260	273	277	37
																	262	257	252	255	267	14
																249	255	262	248	235	248	13
															269	262	279	274	257	254	257	8
														262	245	252	239	235	258	228	245	21
													266	281	251	251	264	260	255	252	253	12
												262	251	260	249	236	253	236	247	236	247	32
											259	254	236	248	234	231	248	228	226	234	226	44
										246	228	248	218	221	206	216	225	201	211	210	204	38
										223	240	215	224	204	199	200	206	208	199	181	209	39
										209	191	217	197	180	194	172	182	177	168	166	178	41
										208	174	208	187	193	192	187	175	166	181	171	187	33
											184	173	163	154	155	134	142	139	155	144	138	11
											169	152	153	141	148	122	131	141	128	133	147	29
												152	128	127	115	124	113	113	117	101	120	36
													136	128	120	115	103	97	94	99	96	34
														122	119	110	100	86	92	83	93	4
															120	118	112	104	85	82	75	31
																123	119	111	91	93	89	2

ملحق (16) رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملحظة وفقاً لأنسوبي جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار (اختبار من متعدد بثلاثة بدائل)



ملحق (17) مصفوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة أزواج اختبارات الاختيار من متعدد (ثلاثة بدائل) وفقاً لأسلوب جتمان

45	22	5	9	15	18	1	27	23	40	42	17	7	6	16	10	3	28	25	20	35	43	43
327.6	318.8	316.8	315.8	315.6	315.4	315.2	315.0	314.8	314.6	314.4	314.2	314.0	313.8	313.6	313.4	313.2	313.0	312.8	312.6	312.4	312.2	312.0
328.3	325.6	325.5	325.4	325.3	325.2	325.1	325.0	324.9	324.8	324.7	324.6	324.5	324.4	324.3	324.2	324.1	324.0	323.9	323.8	323.7	323.6	323.5
331.7	327.7	327.6	327.5	327.4	327.3	327.2	327.1	327.0	326.9	326.8	326.7	326.6	326.5	326.4	326.3	326.2	326.1	326.0	325.9	325.8	325.7	325.6
337.7	333.7	333.6	333.5	333.4	333.3	333.2	333.1	333.0	332.9	332.8	332.7	332.6	332.5	332.4	332.3	332.2	332.1	332.0	331.9	331.8	331.7	331.6
341.8	337.8	337.7	337.6	337.5	337.4	337.3	337.2	337.1	337.0	336.9	336.8	336.7	336.6	336.5	336.4	336.3	336.2	336.1	336.0	335.9	335.8	335.7
345.9	341.9	341.8	341.7	341.6	341.5	341.4	341.3	341.2	341.1	341.0	340.9	340.8	340.7	340.6	340.5	340.4	340.3	340.2	340.1	340.0	339.9	339.8
350.0	346.0	345.9	345.8	345.7	345.6	345.5	345.4	345.3	345.2	345.1	345.0	344.9	344.8	344.7	344.6	344.5	344.4	344.3	344.2	344.1	344.0	343.9
354.1	350.1	350.0	349.9	349.8	349.7	349.6	349.5	349.4	349.3	349.2	349.1	349.0	348.9	348.8	348.7	348.6	348.5	348.4	348.3	348.2	348.1	348.0
358.2	354.2	354.1	354.0	353.9	353.8	353.7	353.6	353.5	353.4	353.3	353.2	353.1	353.0	352.9	352.8	352.7	352.6	352.5	352.4	352.3	352.2	352.1
362.3	358.3	358.2	358.1	358.0	357.9	357.8	357.7	357.6	357.5	357.4	357.3	357.2	357.1	357.0	356.9	356.8	356.7	356.6	356.5	356.4	356.3	356.2
366.4	362.4	362.3	362.2	362.1	362.0	361.9	361.8	361.7	361.6	361.5	361.4	361.3	361.2	361.1	361.0	360.9	360.8	360.7	360.6	360.5	360.4	360.3
370.5	366.5	366.4	366.3	366.2	366.1	366.0	365.9	365.8	365.7	365.6	365.5	365.4	365.3	365.2	365.1	365.0	364.9	364.8	364.7	364.6	364.5	364.4
374.6	370.6	370.5	370.4	370.3	370.2	370.1	370.0	369.9	369.8	369.7	369.6	369.5	369.4	369.3	369.2	369.1	369.0	368.9	368.8	368.7	368.6	368.5
378.7	374.7	374.6	374.5	374.4	374.3	374.2	374.1	374.0	373.9	373.8	373.7	373.6	373.5	373.4	373.3	373.2	373.1	373.0	372.9	372.8	372.7	372.6
382.8	378.8	378.7	378.6	378.5	378.4	378.3	378.2	378.1	378.0	377.9	377.8	377.7	377.6	377.5	377.4	377.3	377.2	377.1	377.0	376.9	376.8	376.7
386.9	382.9	382.8	382.7	382.6	382.5	382.4	382.3	382.2	382.1	382.0	381.9	381.8	381.7	381.6	381.5	381.4	381.3	381.2	381.1	381.0	380.9	380.8
391.0	387.0	386.9	386.8	386.7	386.6	386.5	386.4	386.3	386.2	386.1	386.0	385.9	385.8	385.7	385.6	385.5	385.4	385.3	385.2	385.1	385.0	384.9
395.1	391.1	391.0	390.9	390.8	390.7	390.6	390.5	390.4	390.3	390.2	390.1	390.0	389.9	389.8	389.7	389.6	389.5	389.4	389.3	389.2	389.1	389.0
399.2	395.2	395.1	395.0	394.9	394.8	394.7	394.6	394.5	394.4	394.3	394.2	394.1	394.0	393.9	393.8	393.7	393.6	393.5	393.4	393.3	393.2	393.1
403.3	399.3	399.2	399.1	399.0	398.9	398.8	398.7	398.6	398.5	398.4	398.3	398.2	398.1	398.0	397.9	397.8	397.7	397.6	397.5	397.4	397.3	397.2
407.4	403.4	403.3	403.2	403.1	403.0	402.9	402.8	402.7	402.6	402.5	402.4	402.3	402.2	402.1	402.0	401.9	401.8	401.7	401.6	401.5	401.4	401.3
411.5	407.5	407.4	407.3	407.2	407.1	407.0	406.9	406.8	406.7	406.6	406.5	406.4	406.3	406.2	406.1	406.0	405.9	405.8	405.7	405.6	405.5	405.4
415.6	411.6	411.5	411.4	411.3	411.2	411.1	411.0	410.9	410.8	410.7	410.6	410.5	410.4	410.3	410.2	410.1	410.0	409.9	409.8	409.7	409.6	409.5
419.7	415.7	415.6	415.5	415.4	415.3	415.2	415.1	415.0	414.9	414.8	414.7	414.6	414.5	414.4	414.3	414.2	414.1	414.0	413.9	413.8	413.7	413.6
423.8	419.8	419.7	419.6	419.5	419.4	419.3	419.2	419.1	419.0	418.9	418.8	418.7	418.6	418.5	418.4	418.3	418.2	418.1	418.0	417.9	417.8	417.7
427.9	423.9	423.8	423.7	423.6	423.5	423.4	423.3	423.2	423.1	423.0	422.9	422.8	422.7	422.6	422.5	422.4	422.3	422.2	422.1	422.0	421.9	421.8
432.0	428.0	427.9	427.8	427.7	427.6	427.5	427.4	427.3	427.2	427.1	427.0	426.9	426.8	426.7	426.6	426.5	426.4	426.3	426.2	426.1	426.0	425.9
436.1	432.1	432.0	431.9	431.8	431.7	431.6	431.5	431.4	431.3	431.2	431.1	431.0	430.9	430.8	430.7	430.6	430.5	430.4	430.3	430.2	430.1	430.0
440.2	436.2	436.1	436.0	435.9	435.8	435.7	435.6	435.5	435.4	435.3	435.2	435.1	435.0	434.9	434.8	434.7	434.6	434.5	434.4	434.3	434.2	434.1
444.3	440.3	440.2	440.1	440.0	439.9	439.8	439.7	439.6	439.5	439.4	439.3	439.2	439.1	439.0	438.9	438.8	438.7	438.6	438.5	438.4	438.3	438.2
448.4	444.4	444.3	444.2	444.1	444.0	443.9	443.8	443.7	443.6	443.5	443.4	443.3	443.2	443.1	443.0	442.9	442.8	442.7	442.6	442.5	442.4	442.3
452.5	448.5	448.4	448.3	448.2	448.1	448.0	447.9	447.8	447.7	447.6	447.5	447.4	447.3	447.2	447.1	447.0	446.9	446.8	446.7	446.6	446.5	446.4
456.6	452.6	452.5	452.4	452.3	452.2	452.1	452.0	451.9	451.8	451.7	451.6	451.5	451.4	451.3	451.2	451.1	451.0	450.9	450.8	450.7	450.6	450.5
460.7	456.7	456.6	456.5	456.4	456.3	456.2	456.1	456.0	455.9	455.8	455.7	455.6	455.5	455.4	455.3	455.2	455.1	455.0	454.9	454.8	454.7	454.6
464.8	460.8	460.7	460.6	460.5	460.4	460.3	460.2	460.1	460.0	459.9	459.8	459.7	459.6	459.5	459.4	459.3	459.2	459.1	459.0	458.9	458.8	458.7
468.9	464.9	464.8	464.7	464.6	464.5	464.4	464.3	464.2	464.1	464.0	463.9	463.8	463.7	463.6	463.5	463.4	463.3	463.2	463.1	463.0	462.9	462.8
473.0	469.0	468.9	468.8	468.7	468.6	468.5	468.4	468.3	468.2	468.1	468.0	467.9	467.8	467.7	467.6	467.5	467.4	467.3	467.2	467.1	467.0	466.9
477.1	473.1	473.0	472.9	472.8	472.7	472.6	472.5	472.4	472.3	472.2	472.1	472.0	471.9	471.8	471.7	471.6	471.5	471.4	471.3	471.2	471.1	471.0
481.2	477.2	477.1	477.0	476.9	476.8	476.7	476.6	476.5	476.4	476.3	476.2	476.1	476.0	475.9	475.8	475.7	475.6	475.5	475.4	475.3	475.2	475.1
485.3	481.3	481.2	481.1	481.0	480.9	480.8	480.7	480.6	480.5	480.4	480.3	480.2	480.1	480.0	479.9	479.8	479.7	479.6	479.5	479.4	479.3	479.2
489.4	485.4	485.3	485.2	485.1	485.0	484.9	484.8	484.7	484.6	484.5	484.4	484.3	484.2	484.1	484.0	483.9	483.8	483.7	483.6	483.5	483.4	483.3
493.5	489.5	489.4	489.3	489.2	489.1	489.0	488.9	488.8	488.7	488.6	488.5	488.4	488.3	488.2	488.1	488.0	487.9	487.8	487.7	487.6	487.5	487.4
497.6	493.6	493.5	493.4	493.3	493.2	493.1	493.0	492.9	492.8	492.7	492.6	492.5	492.4	492.3	492.2	492.1	492.0	491.9	491.8	491.7	491.6	491.5
501.7	497.7	497.6	497.5	497.4	497.3	497.2	497.1	497.0	496.9	496.8	496.7	496.6	496.5	496.4	496.3	496.2	496.1	496.0	495.9	495.8	495.7	495.6
505.8	501.8	501.7	501.6	501.5	501.4	501.3	501.2	501.1	501.0	500.9	500.8	500.7	500.6	500.5	500.4	500.3	500.2	500.1	500.0	499.9	499.8	499.7
509.9	505.9	505.8	505.7	505.6	505.5	505.4	505.3	505.2	505.1	505.0	504.9	504.8	504.7	504.6	504.5	504.4	504.3	504.2	504.1	504.0	503.9	503.8
514.0	510.0	509.9	509.8	509.7	509.6	509.5	509.4	509.3	509.2	509.1	509.0	508.9	508.8	508.7	508.6	508.5	508.4	508.3	508.2	508.1	508.0	507.9
518.1	514.1	514.0	513.9	513.8	513.7	513.6	513.5	513.4	513.3	513.2	513.1	513.0	512.9	512.8	512.7	512.6	512.5	512.4	512.3	512.2	512.1	512.0
522.2	518.2	518.1	518.0	517.9	517.8	517.7	517.6	517.5	517.4	517.3	517.2	517.1	517.0	516.9	516.8	516.7	516.6	516.5	516.4	516.3	516.2	516.1
526.3	522.3	522.2	522.1	522.0	521.9	521.8	521.7	521.6	521.5	521.4	521.3	521.2	521.1	521.0	520.9	520.8	520.7	520.6	520.5	520.4	520.3	520.2
530.4	526.4	526.3	526.2	526.1	526.0	525.9	525.8	525.7	525.6	525.5	525.4	525.3	525.2	525.1	525.0	524.9	524.8	524.7	524.6	524.5	524.4	524.3
534.5	530.5	530.4	530.3	530.2	530.1	530.0	529.9															

[illegible]

ملحق (18) مصفوفة قيم معاملات التوزيع لأزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد ثلاثة بدائل) H.II.

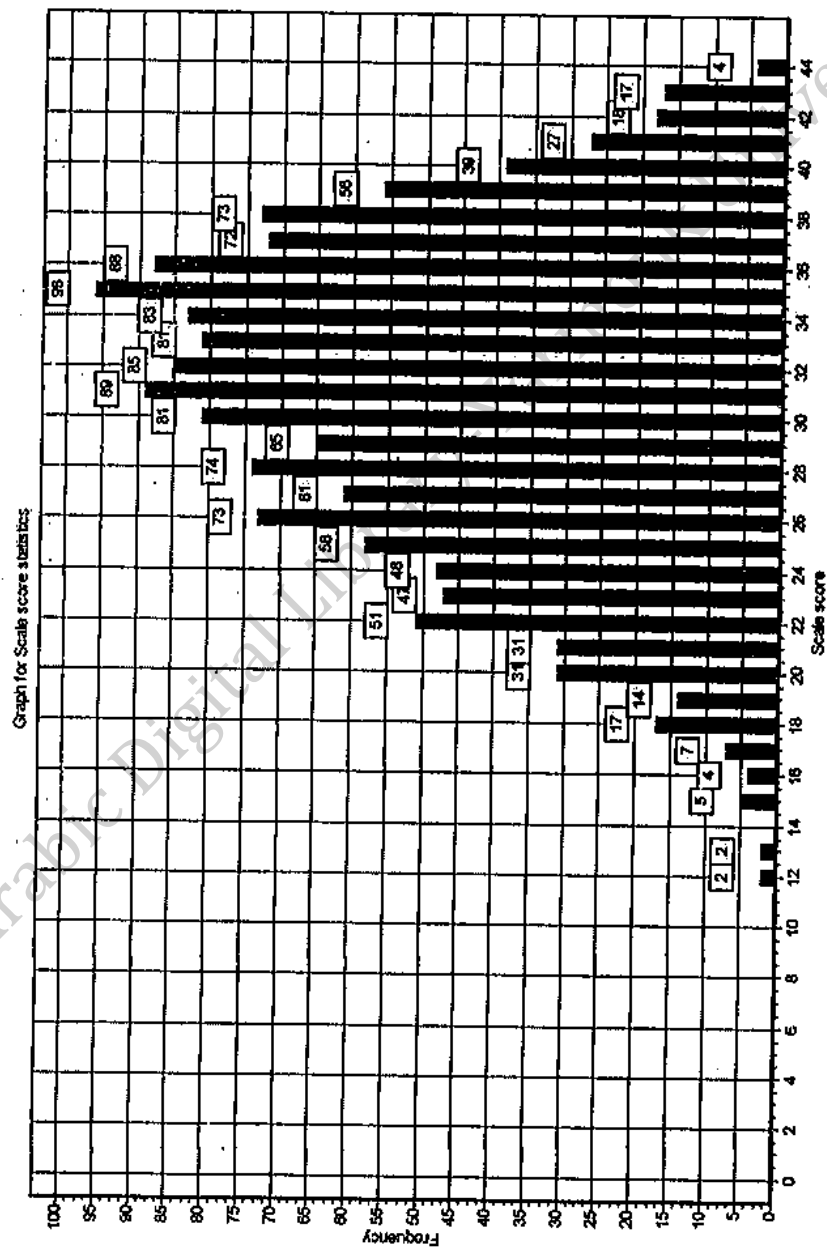
45	22	5	9	15	18	1	27	23	40	42	17	7	6	16	10	3	28	25	20	35	43	3	2
0.07	0.05	0.08	0.09	0.13	0.07	0.04	0.04	0.06	0.14	0.07	0.11	0.07	0.07	0.06	0.15	0.09	0.05	0.05	0.06	0.03	0.08	36	43
0.12	0.01	0.05	0.03	0.17	0.05	0.06	0.05	0.03	0.03	0.03	0.09	0.02	0.09	0.04	0.08	0.04	0.07	0.09	0.01	0.03	0.09	20	43
0.1	0.05	0.12	0.11	0.06	0.1	0.06	0.19	0.16	0.1	0.14	0.14	0.12	0.18	0.14	0.19	0.13	0.11	0.17	0.09	0.06	0.09	25	43
0.07	0.03	0.08	0.15	0.09	0.03	0.07	0.05	0.08	0.05	0.1	0.12	0.13	0.08	0.11	0.06	0.14	0.08	0.13	0.02	0.09	0.16	26	43
0.13	0.12	0.15	0.2	0.16	0.11	0.11	0.22	0.14	0.15	0.2	0.17	0.14	0.19	0.15	0.23	0.18	0.05	0.12	0.03	0.09	0.13	19	43
0.06	0.08	0.05	0.13	0.04	0.02	0.07	0.14	0.07	0.08	0.13	0.12	0.04	0.12	0.05	0.11	0.14	0.05	0.24	0.05	0.17	0.21	14	43
0.13	0.09	0.16	0.21	0.11	0.09	0.02	0.16	0.12	0.13	0.25	0.12	0.07	0.22	0.13	0.17	0.11	0.1	0.05	0.1	0.12	0.07	8	43
0.05	0.01	0.12	0.1	0.14	0.03	0.07	0.13	0.08	0.06	0.11	0.05	0.05	0.1	0.09	0.11	0.04	0.11	0.15	0.02	0.04	0.15	21	43
0.13	0.09	0.15	0.16	0.13	0.09	0.1	0.13	0.15	0.14	0.16	0.18	0.12	0.12	0.09	0.11	0.09	0.09	0.11	0.06	0.12	0.15	32	43
0.23	0.06	0.19	0.1	0.15	0.05	0.11	0.16	0.15	0.09	0.17	0.18	0.09	0.1	0.02	0.15	0.08	0.07	0.22	0.06	0.23	0.2	38	43
0.09	0.02	0.08	0.08	0.12	0.05	0.09	0.09	0.06	0.1	0.06	0.01	0.07	0.02	0.17	0.23	0.15	0.12	0.12	0.07	0.25	0.13	39	43
0.23	0.01	0.17	0.2	0.16	0.04	0.09	0.15	0.09	0.2	0.17	0.16	0.06	0.2	0.17	0.23	0.15	0.12	0.09	0.04	0.22	0.17	11	43
0.24	0.14	0.28	0.32	0.29	0.07	0.11	0.27	0.14	0.23	0.22	0.2	0.13	0.34	0.1	0.25	0.2	0.16	0.25	0.14	0.3	0.31	36	43
0.17	0.12	0.31	0.3	0.24	0.09	0.14	0.22	0.19	0.14	0.37	0.2	0.2	0.22	0.18	0.35	0.21	0.07	0.17	0.05	0.09	0.34	34	43
0.27	0.1	0.27	0.22	0.18	0.12	0.09	0.25	0.2	0.21	0.26	0.17	0.2	0.24	0.06	0.18	0.23	0.21	0.11	0.18	0.05	0.17	32	43
0.2	0.04	0.22	0.15	0.16	0.16	0.06	0.22	0.14	0.15	0.27	0.22	0.2	0.24	0.06	0.16	0.15	0.17	0.32	0.19	0.1	0.06	31	43
0.11	0.06	0.24	0.18	0.24	0.1	0.05	0.15	0.17	0.15	0.2	0.22	0.06	0.23	0.1	0.22	0.11	0.03	0.19	0.17	0.14	0.2	2	43

ملحق (19) قيم معاملات التدرج لأزواج الفترات Z_j اختبار (اختيار من متعدد بثلاثة بدائل)

45	22	5	9	15	18	1	27	23	40	42	17	7	6	16	10	3	28	25	20	35	43	43
179	405	31	434	405	318	144	144	235	511	273	428	257	255	245	385	319	178	178	236	118	31	35
043	187	323	389	276	265	202	421	307	368	34	272	036	335	137	56	171	234	307	-029	337	191	20
389	499	623	443	459	295	294	354	457	151	091	356	23	335	324	281	138	035	361	38	357	358	28
184	46	409	229	363	167	176	201	378	103	021	362	137	556	103	313	225	09	471	231	21	273	3
272	118	301	525	308	092	011	356	404	323	377	401	19	338	376	355	296	018	296	019	115	162	16
309	011	544	434	466	273	156	516	305	425	607	273	188	326	181	483	143	135	471	131	27	244	7
393	225	559	353	446	181	208	382	287	475	389	38	177	411	348	341	282	369	371	07	263	352	42
46	426	528	661	536	355	357	7	461	471	597	517	408	56	45	665	431	126	534	256	38	352	40
215	268	199	433	149	055	216	44	213	228	39	358	13	355	152	322	371	042	122	232	077	38	40
449	291	532	694	37	275	072	493	361	391	747	344	197	64	376	485	283	269	211	135	129	317	23
175	292	186	276	186	032	208	131	255	035	333	157	154	276	263	305	104	279	319	033	1369	369	27
34	043	376	33	439	022	201	383	-01	226	162	349	249	251	276	246	169	215	244	133	112	205	1
153	082	269	276	106	08	062	135	164	224	109	141	-024	129	-014	281	083	187	-075	156	084	244	18
383	26	448	48	374	269	288	362	416	375	422	479	326	304	235	382	361	215	416	131	352	377	37
417	035	299	383	4	177	12	278	111	188	237	207	139	288	298	492	203	145	216	131	448	377	14
626	165	505	269	404	124	271	42	398	226	411	421	218	228	213	414	049	227	401	-011	356	447	13
227	-058	22	235	317	-134	227	214	15	231	132	021	169	056	046	321	-031	221	19	092	067	474	8
568	-018	412	46	383	089	207	342	203	431	371	327	122	409	344	486	28	224	146	06	335	244	21
345	194	355	27	237	301	182	318	326	338	438	306	173	448	296	579	333	208	364	15	171	354	12
524	319	615	685	619	14	44	22	567	295	456	423	379	254	651	206	46	353	268	371	194	429	36
344	247	628	605	486	183	27	424	368	256	676	355	353	387	308	627	335	-022	23	063	123	428	34
538	192	52	411	34	219	172	454	362	354	453	289	338	307	295	461	318	163	231	059	208	381	4
388	071	407	28	296	28	109	381	252	249	455	357	338	394	-099	245	224	253	402	227	125	07	31
206	103	429	318	425	174	091	262	292	239	326	35	101	37	149	344	152	044	225	203	169	221	2

31	4	34	36	29	11	33	41	39	38	44	32	12	21	8	13	14	37	30	19	26	24	26
2.93	3.72	4.47	4.33	2.59	4.31	-0.52	3.68	2.06	4.74	0.76	3.97	0.37	4.93	3.26	3.9	3.04	1.11	2.38	1.69	2.4	0.67	2
5.27	5.15	5.42	4.1	3.22	3.53	4.75	3.32	3.66	-0.8	1.75	2.44	2.89	2.2	5.27	4.24	4.72	3.17	4.65	5.87	2.71	3.1	31
6.01	5.71	3	4.84	2.46	4.89	3.66	6.28	1.3	3.54	0.82	5.53	1.51	7.06	4.58	2.32	5.26	3.86	5.41	3.36	4	4	4
4.75	5.62	5.62	2.99	4.28	4.62	5.15	1.47	3.93	3.27	5.45	2.26	5.82	5.36	5.39	5.61	4.38	4.84	1.5	3.4	36	36	36
4.88	4.66	5.23	3.18	4.94	3.26	5.91	5.19	4.14	2.07	2.4	2.27	6.34	4.44	5.78	6	5.47	4.51	4.11	6.63	3.26	34	34
2.23	3.26	2.91	5.54	1.73	2.45	3.56	5.46	2.85	5.98	4.61	4.52	1.74	3.01	3.86	2.32	11	29	4.04	1.58	29	29	29
2.04	3.18	4.94	3.16	4.82	0.31	2.56	2.88	4.65	3.3	7.26	3.19	5.16	3.28	4.86	4.11	6.63	3.26	3.4	1.5	34	34	34
5.23	4.66	5.62																				

الملحق (20) توزيع علامات الطلبة على الاختبار لثلاث بدائل



ملحق 21. الإحصائيات الوصفية للفقرات لتتحقق من افتراض تجانس اضطرابية السمة لثلاث بدائل.

نسبة الاستجابات الإيجابية [الصحيحة]	المتوسط الحسابي	التكرارات ضمن		Restscore			رقم الفقرة	
		نقط استجابة الفقرة		العلامة				
		1	0	العلامة القسري	العلامة الصغرى	العدد		
0.56	0.56	105	81	186	22	-	12	1
0.54	0.54	89	75	164	25	-	23	2
0.57	0.57	124	95	219	28	-	26	3
0.69	0.69	113	50	163	30	-	29	4
0.69	0.69	116	53	169	32	-	31	5
0.72	0.72	126	49	175	34	-	33	6
0.64	0.64	109	61	170	36	-	35	7
0.73	0.73	185	69	254	44	-	37	8
0.77	0.77	120	36	156	21	-	11	1
0.83	0.83	124	26	150	24	-	22	2
0.85	0.85	177	31	208	27	-	25	3
0.88	0.88	134	19	153	29	-	28	4
0.96	0.96	168	7	175	31	-	30	5
0.96	0.96	159	6	165	33	-	32	6
0.96	0.96	175	7	182	35	-	34	7
0.95	0.95	294	17	311	44	-	36	8
0.39	0.39	71	111	182	22	-	11	1
0.44	0.44	73	94	167	25	-	23	2
0.48	0.48	71	78	149	27	-	26	3
0.6	0.6	132	89	221	30	-	28	4
0.52	0.52	91	83	174	32	-	31	5
0.59	0.59	102	72	174	34	-	33	6
0.64	0.64	110	63	173	36	-	35	7
0.7	0.7	183	77	260	44	-	37	8
0.66	0.66	132	67	199	22	-	11	1
0.83	0.83	149	31	180	25	-	23	2
0.88	0.88	177	25	202	28	-	26	3
0.91	0.91	159	15	174	30	-	29	4
0.96	0.96	159	7	166	32	-	31	5
0.94	0.94	169	11	180	34	-	33	6
0.96	0.96	156	7	163	36	-	35	7
0.99	0.99	233	3	236	44	-	37	8
0.42	0.42	78	109	187	22	-	12	1
0.53	0.53	89	80	169	25	-	23	2
0.59	0.59	120	85	205	28	-	26	3
0.68	0.68	117	55	172	30	-	29	4
0.66	0.66	109	57	166	32	-	31	5
0.77	0.77	143	43	186	34	-	33	6
0.78	0.78	132	37	169	36	-	35	7
0.87	0.87	213	33	246	44	-	37	8
0.38	0.38	69	115	184	22	-	11	1
								6

نسبة الاستجابات الإيجابية (الصيغة)	المتوسط الحسابي	تكرارات ضمن			Restscore				الدرجة الكلية	رقم المذبح
		نمط استجابة المذبح			العدد	العلامة				
		1	0	الطبي		العلامة	الصغرى			
0.49	0.49	82	84	166	25	-	23	2		
0.49	0.49	103	109	212	28	-	26	3		
0.64	0.64	101	58	159	30	-	29	4		
0.59	0.59	101	69	170	32	-	31	5		
0.67	0.67	126	63	189	34	-	33	6		
0.65	0.65	111	59	170	36	-	35	7		
0.85	0.85	213	37	250	44	-	37	8		
0.48	0.48	88	94	182	22	-	11	1		
0.55	0.55	96	79	175	25	-	23	2		
0.54	0.54	111	96	207	28	-	26	3		
0.58	0.58	92	66	158	30	-	29	4		7
0.6	0.6	103	70	173	32	-	31	5		
0.69	0.69	125	57	182	34	-	33	6		
0.69	0.69	111	50	161	36	-	35	7		
0.71	0.71	187	75	262	44	-	37	8		
0.57	0.57	105	80	185	22	-	12	1		
0.62	0.62	114	70	184	25	-	23	2		
0.65	0.65	130	70	200	28	-	26	3		
0.76	0.76	125	40	165	30	-	29	4		8
0.74	0.74	128	46	174	32	-	31	5		
0.79	0.79	139	36	175	34	-	33	6		
0.77	0.77	130	39	169	36	-	35	7		
0.87	0.87	215	33	248	44	-	37	8		
0.43	0.43	80	106	186	22	-	12	1		
0.53	0.53	93	81	174	25	-	23	2		
0.52	0.52	103	97	200	28	-	26	3		
0.63	0.63	107	64	171	30	-	29	4		
0.71	0.71	126	52	178	32	-	31	5		9
0.8	0.8	138	34	172	34	-	33	6		
0.75	0.75	132	43	175	36	-	35	7		
0.87	0.87	212	32	244	44	-	37	8		
0.37	0.37	65	113	178	22	-	12	1		
0.43	0.43	73	98	171	25	-	23	2		
0.45	0.45	93	115	208	28	-	26	3		
0.53	0.53	85	75	160	30	-	29	4		10
0.56	0.56	99	78	177	32	-	31	5		
0.7	0.7	131	56	187	34	-	33	6		
0.74	0.74	129	45	174	36	-	35	7		
0.84	0.84	207	38	245	44	-	37	8		
0.64	0.64	125	69	194	22	-	11	1		
0.72	0.72	131	50	181	25	-	23	2		11
0.8	0.8	164	41	205	28	-	26	3		
0.85	0.85	147	26	173	30	-	29	4		

نسبة الاستجابات الإيجابية (المصححة)	المتوسط الصفوي	الترددات ضمن نطاق استجابة الطلبة		Restscore			رقم الطلة
		العدد		الطلة			
		1	0	الطلة الصفوي	الطلة الصفوي		
0.77	0.77	196	58	254	44	37	8
0.46	0.46	85	100	185	22	11	1
0.44	0.44	73	93	166	25	23	2
0.48	0.48	103	111	214	28	26	3
0.6	0.6	92	62	154	30	29	4
0.56	0.56	98	77	175	32	31	5
0.72	0.72	139	55	194	34	33	6
0.77	0.77	121	37	158	36	35	7
0.8	0.8	203	51	254	44	37	8
0.54	0.54	100	85	185	22	11	1
0.59	0.59	102	70	172	25	23	2
0.56	0.56	115	91	206	28	26	3
0.66	0.66	111	57	168	30	29	4
0.65	0.65	112	61	173	32	31	5
0.67	0.67	114	55	169	34	33	6
0.7	0.7	121	51	172	36	35	7
0.78	0.78	198	57	255	44	37	8
0.47	0.47	86	97	183	22	12	1
0.56	0.56	100	78	178	25	23	2
0.66	0.66	132	69	201	28	26	3
0.67	0.67	112	55	167	30	29	4
0.67	0.67	120	60	180	32	31	5
0.77	0.77	130	38	168	34	33	6
0.75	0.75	132	44	176	36	35	7
0.87	0.87	216	31	247	44	37	8
0.4	0.4	72	106	178	22	12	1
0.41	0.41	65	95	160	25	23	2
0.4	0.4	86	131	217	28	26	3
0.47	0.47	72	81	153	30	29	4
0.41	0.41	70	101	171	32	31	5
0.54	0.54	96	82	178	34	33	6
0.47	0.47	83	92	175	36	35	7
0.55	0.55	148	120	268	44	37	8
0.47	0.47	88	99	187	22	12	1
0.61	0.61	105	67	172	25	23	2
0.59	0.59	125	86	211	28	26	3
0.78	0.78	129	36	165	30	29	4
0.76	0.76	136	42	178	32	31	5
0.85	0.85	148	27	175	34	33	6
0.85	0.85	146	26	172	36	35	7
0.93	0.93	223	17	240	44	37	8
0.55	0.55	103	83	186	22	12	1
0.59	0.59	103	73	176	25	23	2

نسبة الاستجابات الإيجابية [المصححة]	المتوسط الحسابي	تعداد استجابة الفقرة		Restscore			الدرجة	رقم الفقرة
		عدد		الدرجة				
		1	0	الطبي	الغالب	الصفري		
0.62	0.62	125	76	201	28	26	3	23
0.66	0.66	113	57	170	30	29	4	
0.73	0.73	125	47	172	32	31	5	
0.74	0.74	128	44	172	34	33	6	
0.73	0.73	123	45	168	36	35	7	
0.72	0.72	183	72	255	44	37	8	
0.5	0.5	94	95	189	22	12	1	
0.53	0.53	91	81	172	25	23	2	
0.52	0.52	106	97	203	28	26	3	24
0.64	0.64	105	58	163	30	29	4	
0.65	0.65	110	59	169	32	31	5	
0.68	0.68	127	59	186	34	33	6	
0.78	0.78	129	36	165	36	35	7	
0.78	0.78	197	56	253	44	37	8	
0.57	0.57	111	84	195	22	11	1	
0.62	0.62	101	63	164	25	23	2	
0.58	0.58	118	84	202	28	26	3	
0.61	0.61	100	65	165	30	29	4	
0.67	0.67	118	58	176	32	31	5	
0.73	0.73	131	48	179	34	33	6	
0.73	0.73	122	46	168	36	35	7	
0.84	0.84	212	39	251	44	37	8	
0.32	0.32	56	117	173	22	12	1	26
0.36	0.36	62	109	171	25	23	2	
0.37	0.37	76	132	208	28	26	3	
0.42	0.42	66	91	157	30	29	4	
0.36	0.36	59	104	163	32	31	5	
0.51	0.51	98	95	193	34	33	6	
0.58	0.58	103	75	178	36	35	7	
0.72	0.72	185	72	257	44	37	8	
0.41	0.41	74	106	180	22	11	1	
0.55	0.55	96	80	176	25	23	2	
0.53	0.53	113	100	213	28	26	3	
0.69	0.69	109	48	157	30	29	4	
0.71	0.71	131	53	184	32	31	5	
0.79	0.79	138	36	174	34	33	6	
0.82	0.82	145	32	177	36	35	7	28
0.92	0.92	220	19	239	44	37	8	
0.44	0.44	80	101	181	22	12	1	
0.51	0.51	87	84	171	25	23	2	
0.51	0.51	108	104	212	28	26	3	
0.59	0.59	96	68	164	30	29	4	
0.65	0.65	115	61	176	32	31	5	

نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة)	النسبة الصحيحة	نطاق استجابة الميزة		عدد	Restscore			العلامة الصغرى	العلامة العامية	رقم الميزة
		1			العلامة الطبي	العلامة العامية	العلامة الصغرى			
		0	1							
0.75	0.75	132	45	177	34	-	33	6	28	31
0.76	0.76	133	43	176	36	-	35	7		
0.87	0.87	211	32	243	44	-	37	8		
0.43	0.43	81	106	187	22	-	12	1	29	30
0.49	0.49	80	83	163	25	-	23	2		
0.5	0.5	106	107	213	28	-	26	3		
0.57	0.57	85	64	149	30	-	29	4	30	31
0.52	0.52	99	90	189	32	-	31	5		
0.59	0.59	99	68	167	34	-	33	6		
0.59	0.59	102	70	172	36	-	35	7	31	32
0.65	0.65	169	91	260	44	-	37	8		
0.64	0.64	125	70	195	22	-	12	1		
0.77	0.77	136	40	176	25	-	23	2	32	33
0.79	0.79	160	43	203	28	-	26	3		
0.85	0.85	147	25	172	30	-	29	4		
0.87	0.87	154	24	178	32	-	31	5	33	34
0.94	0.94	163	11	174	34	-	33	6		
0.93	0.93	151	12	163	36	-	35	7		
0.97	0.97	231	8	239	44	-	37	8	34	35
0.53	0.53	102	90	192	22	-	12	1		
0.57	0.57	93	70	163	25	-	23	2		
0.56	0.56	119	94	213	28	-	26	3	35	36
0.72	0.72	122	47	169	30	-	29	4		
0.73	0.73	123	45	168	32	-	31	5		
0.76	0.76	140	45	185	34	-	33	6	36	37
0.85	0.85	139	25	164	36	-	35	7		
0.84	0.84	206	40	246	44	-	37	8		
0.71	0.71	106	44	150	21	-	12	1	37	38
0.82	0.82	128	29	157	24	-	22	2		
0.88	0.88	186	25	211	27	-	25	3		
0.9	0.9	207	24	231	30	-	28	4	38	39
0.9	0.9	153	17	170	32	-	31	5		
0.96	0.96	174	8	182	34	-	33	6		
0.98	0.98	158	4	162	36	-	35	7	39	40
0.97	0.97	231	6	237	44	-	37	8		
0.58	0.58	105	79	188	22	-	12	1		
0.66	0.66	119	60	179	25	-	23	2	40	41
0.68	0.68	135	65	200	28	-	26	3		
0.74	0.74	130	46	176	30	-	29	4		
0.78	0.78	129	36	165	32	-	31	5	41	42
0.82	0.82	148	32	180	34	-	33	6		
0.79	0.79	134	35	169	36	-	35	7		
0.88	0.88	214	29	243	44	-	37	8	42	43

نسبة الاستجابات الإيجابية (المصححة)	المتوسط الحسابي	التكرارات ضمن		Restscore				الفترة - رقم	الدرجة
		نمط استجابة الفترة		العدد	الدرجة				
		1	0		المتوسط	المتوسط			
0.72	0.72	109	42	151	21	11	1		
0.73	0.73	110	40	150	24	22	2		
0.79	0.79	165	43	208	27	25	3		
0.81	0.81	121	29	150	29	28	4		
0.81	0.81	140	32	172	31	30	5		33
0.82	0.82	137	30	167	33	32	6		
0.88	0.88	163	23	186	35	34	7		
0.89	0.89	280	36	316	44	36	8		
0.68	0.68	133	64	197	22	11	1		
0.75	0.75	133	45	178	25	23	2		
0.84	0.84	174	33	207	28	26	3		
0.92	0.92	159	13	172	30	29	4		34
0.93	0.93	158	11	169	32	31	5		
0.96	0.96	171	7	178	34	33	6		
0.97	0.97	156	4	160	36	35	7		
0.98	0.98	234	5	239	44	37	8		
0.32	0.32	56	121	177	22	12	1		
0.38	0.38	62	100	162	25	23	2		
0.34	0.34	72	141	213	28	26	3		
0.53	0.53	84	76	160	30	29	4		35
0.41	0.41	70	100	170	32	31	5		
0.48	0.48	84	92	176	34	33	6		
0.51	0.51	89	87	176	36	35	7		
0.62	0.62	165	101	266	44	37	8		
0.62	0.62	120	75	195	22	11	1		
0.72	0.72	129	49	178	25	23	2		
0.81	0.81	164	39	203	28	26	3		
0.87	0.87	156	23	179	30	29	4		36
0.94	0.94	159	10	169	32	31	5		
0.96	0.96	172	7	179	34	33	6		
0.98	0.98	159	3	162	36	35	7		
0.99	0.99	233	2	235	44	37	8		
0.54	0.54	102	86	188	22	12	1		
0.5	0.5	86	85	171	25	23	2		
0.61	0.61	129	83	212	28	26	3		
0.73	0.73	126	47	173	30	29	4		37
0.75	0.75	122	40	162	32	31	5		
0.78	0.78	140	39	179	34	33	6		
0.78	0.78	135	39	174	36	35	7		
0.9	0.9	216	25	241	44	37	8		
0.53	0.53	101	91	192	22	11	1		
0.64	0.64	109	61	170	25	23	2		38
0.65	0.65	134	71	205	28	26	3		

نسبة الاستجابات الإيجابية (المصححة)	المتوسط الحسابي	تكرارات ضمن نمط استجابة الفترة		Restscore				الفترة رقم
		1	0	العدد	العلامة		العلامة الصغرى	
					العلامة العظمى	العلامة الصغرى		
0.77	0.77	143	43	186	30	-	29	4
0.85	0.85	137	24	161	32	-	31	5
0.85	0.85	151	27	178	34	-	33	6
0.87	0.87	145	21	166	36	-	35	7
0.95	0.95	230	12	242	44	-	37	8
0.63	0.63	120	69	189	22	-	11	1
0.7	0.7	129	56	185	25	-	23	2
0.72	0.72	145	56	201	28	-	26	3
0.8	0.8	130	32	162	30	-	29	4
0.78	0.78	139	39	178	32	-	31	5
0.9	0.9	163	18	181	34	-	33	6
0.9	0.9	146	16	162	36	-	35	7
0.88	0.88	213	29	242	44	-	37	8
0.46	0.46	86	103	189	22	-	11	1
0.5	0.5	81	82	163	25	-	23	2
0.47	0.47	97	108	205	28	-	26	3
0.62	0.62	105	64	169	30	-	29	4
0.59	0.59	99	69	168	32	-	31	5
0.68	0.68	129	60	189	34	-	33	6
0.77	0.77	125	38	163	36	-	35	7
0.78	0.78	199	55	254	44	-	37	8
0.56	0.56	109	87	196	22	-	12	1
0.75	0.75	123	42	165	25	-	23	2
0.75	0.75	112	38	150	27	-	26	3
0.8	0.8	187	46	233	30	-	28	4
0.84	0.84	143	27	170	32	-	31	5
0.89	0.89	162	20	182	34	-	33	6
0.89	0.89	146	18	164	36	-	35	7
0.94	0.94	225	15	240	44	-	37	8
0.34	0.34	62	119	181	22	-	11	1
0.45	0.45	77	95	172	25	-	23	2
0.55	0.55	119	96	215	28	-	26	3
0.69	0.69	109	48	157	30	-	29	4
0.62	0.62	108	66	174	32	-	31	5
0.71	0.71	123	51	174	34	-	33	6
0.69	0.69	120	55	175	36	-	35	7
0.8	0.8	202	50	252	44	-	37	8
0.25	0.25	44	131	175	22	-	12	1
0.31	0.31	50	109	159	25	-	23	2
0.32	0.32	70	146	216	28	-	26	3
0.43	0.43	68	89	157	30	-	29	4
0.45	0.45	80	99	179	32	-	31	5
0.48	0.48	82	89	171	34	-	33	6

نسبة الاستجابات الإيجابية المصححة	نسبة المتوسط الحسابي	التكرارات ضمن		العدد	Restscore			رقم الترتيب	
		نقط السجدة الكلية			الدرجة				
		1	0		الطبي	الدالة	الصغرى		
0.5	0.5	92	91	183	36	-	35	7	
0.6	0.6	155	105	260	44	-	37	8	
0.7	0.7	105	44	149	21	-	11	1	
0.74	0.74	114	40	154	24	-	22	2	
0.69	0.69	137	62	199	27	-	25	3	
0.73	0.73	171	63	234	30	-	28	4	
0.75	0.75	132	45	177	32	-	31	5	
0.84	0.84	149	29	178	34	-	33	6	
0.82	0.82	132	29	161	36	-	35	7	
0.83	0.83	205	43	248	44	-	37	8	
0.45	0.45	84	104	188	22	-	11	1	
0.5	0.5	85	84	169	25	-	23	2	
0.58	0.58	120	87	207	28	-	26	3	
0.68	0.68	113	52	165	30	-	29	4	
0.66	0.66	113	59	172	32	-	31	5	
0.8	0.8	148	38	186	34	-	33	6	
0.77	0.77	132	39	171	36	-	35	7	
0.88	0.88	214	28	242	44	-	37	8	

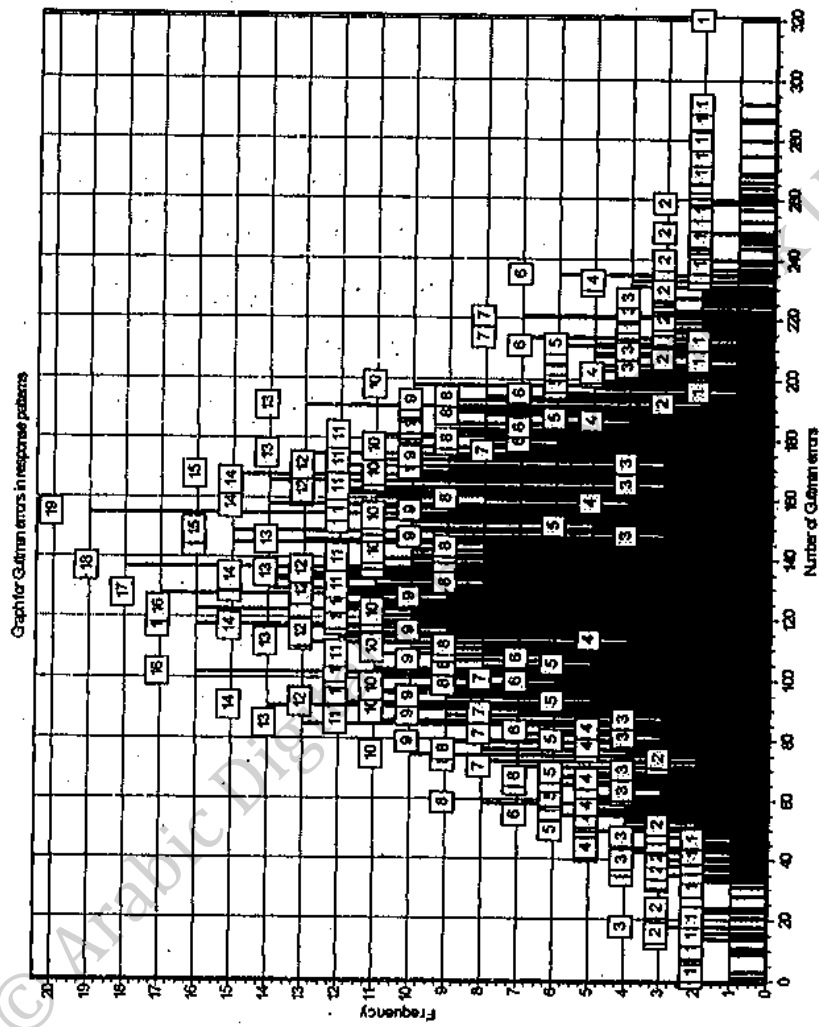
ملحق (22) تجانس اضطرابية السمة لكافة فقرات الاختبار (ثلاثة بدائل)

الفقر رقم 5	الفقر رقم 4	الفقر رقم 3	الفقر رقم 2	الفقر رقم 1
الفقر رقم 10	الفقر رقم 9	الفقر رقم 8	الفقر رقم 7	الفقر رقم 6
الفقر رقم 15	الفقر رقم 14	الفقر رقم 13	الفقر رقم 12	الفقر رقم 11
الفقر رقم 20	الفقر رقم 19	الفقر رقم 18	الفقر رقم 17	الفقر رقم 16
الفقر رقم 25	الفقر رقم 24	الفقر رقم 23	الفقر رقم 22	الفقر رقم 21
الفقر رقم 30	الفقر رقم 29	الفقر رقم 28	الفقر رقم 27	الفقر رقم 26
الفقر رقم 35	الفقر رقم 34	الفقر رقم 33	الفقر رقم 32	الفقر رقم 31
الفقر رقم 40	الفقر رقم 39	الفقر رقم 38	الفقر رقم 37	الفقر رقم 36
الفقر رقم 45	الفقر رقم 44	الفقر رقم 43	الفقر رقم 42	الفقر رقم 41

ملحق (23). مصفوفة تكرارات الأخطاء الملاحظة لكافة أزواج فقرات اختبار اختيار من متعدد بأربعة بدائل وفقاً لأسلوب جتمان

2	21	39	43	32	25	38	45	35	16	28	12	4	10	19	41	7	1	14	24	9	3
324	339	325	327	328	329	326	315	331	318	309	316	303	311	295	301	312	304	310	314	319	41
263	242	237	273	277	283	264	246	237	228	229	215	227	286	245	271	263	242	258	235	255	38
280	244	240	230	246	271	244	254	245	229	220	213	232	215	213	200	212	189	207	195	187	190
233	251	236	239	233	202	214	239	226	213	199	200	215	207	193	187	174	168	186	147	182	166
248	242	241	245	241	209	223	226	228	213	206	196	208	206	186	190	182	164	167	172	169	173
236	202	226	210	223	193	212	224	205	200	195	176	192	201	184	181	156	150	171	154	174	171
230	206	210	232	214	181	207	197	195	184	189	178	195	188	171	168	155	130	162	130	157	151
221	209	189	186	210	165	191	201	180	169	174	162	164	175	155	148	139	116	145	130	163	144
222	212	209	202	200	172	198	206	190	180	186	175	182	181	172	166	170	165	139	137	185	139
208	185	185	190	190	180	185	170	170	166	163	150	165	165	160	177	147	153	139	136	138	136
193	174	183	200	181	155	152	170	167	152	167	149	156	158	133	137	132	115	141	106	139	126
207	186	191	181	190	167	188	164	172	169	172	149	158	163	157	154	141	144	128	139	129	132
207	182	172	183	177	136	157	158	153	145	173	152	166	162	135	149	124	122	135	123	131	133
160	165	157	165	159	126	143	141	129	140	138	134	137	148	121	119	111	98	110	111	112	110
125	134	126	123	126	106	112	110	102	99	109	107	109	113	95	87	77	64	87	88	102	82
128	117	112	118	111	76	110	119	111	103	115	99	100	103	95	102	77	67	68	68	70	27
105	81	89	87	88	70	94	88	89	79	87	77	84	90	80	80	66	64	53	47	62	62
81	85	72	88	85	64	76	80	75	67	70	69	60	66	62	66	64	53	53	47	62	36

ملحق (24) رسم بياني يوضح التكرارات للأخطاء الملاحظة وفقاً لأسلوب جتمان لكافة أزواج فقرات اختبار (اختيار من متعدد بأربعة بدائل)



ملحق (25) مصنوفة تكرارات الأخطاء المتوقعة لكافة الزواج لاختبار اختيار من متعدد (أربعة بدائل) وفقاً لأسلوب جتسان

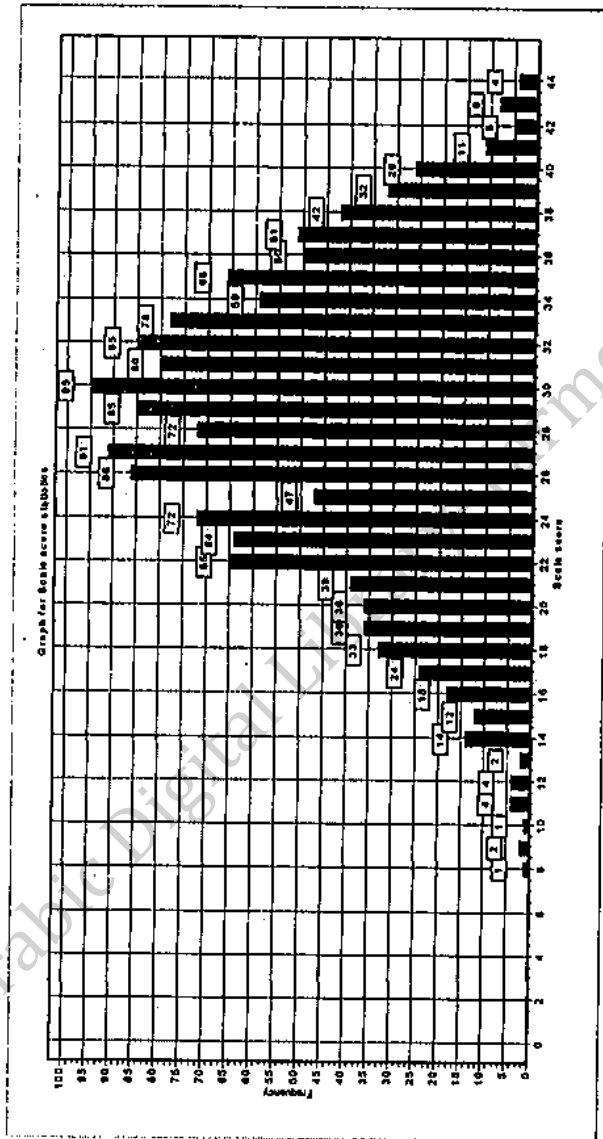
2	21	33	43	52	25	38	45	35	16	28	12	4	19	41	7	1	14	24	9	3	3
351.8	360.3	358.7	362.8	360.2	357.7	355.9	353.3	343.4	360.9	358.6	372.4	371.5	364	372.6	368.9	374.1	349	365.3	362.5	359.7	362.1
310.9	308.5	308.1	307.4	307.9	351.4	341.1	343.4	338.5	360.9	346.4	344.1	341	368	359.2	356.5	355.5	344.1	338.4	358.6	354.6	356.2
290.1	288.8	287.5	286.9	287.1	348.2	337.7	335.2	337.4	357.8	343.4	341.1	337.9	328.1	326.2	324.2	323.6	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
272.3	271.1	269.9	268.3	267.8	337.2	326.1	323.8	323.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
250.4	248.4	247.5	246.9	247.1	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
230.1	228.1	227.2	226.6	226.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
210.1	208.1	207.2	206.6	206.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
190.1	188.1	187.2	186.6	186.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
170.1	168.1	167.2	166.6	166.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
150.1	148.1	147.2	146.6	146.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
130.1	128.1	127.2	126.6	126.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
110.1	108.1	107.2	106.6	106.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
90.1	88.1	87.2	86.6	86.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
70.1	68.1	67.2	66.6	66.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
50.1	48.1	47.2	46.6	46.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
30.1	28.1	27.2	26.6	26.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2
10.1	8.1	7.2	6.6	6.8	332.2	321.1	318.8	318.1	343.4	329.1	327	323.9	328.1	326.2	324.2	323.4	322.1	320.8	330.6	327.5	329.2

[illegible]

ملحق (26) مصفوفة قيم معاملات التدرج لأزواج فقرات اختبار (اختبار من متعدد أربعة بدائل) H3.

2	21	39	43	32	25	38	45	35	16	29	12	4	10	19	41	7	1	14	24	9	3
0.08	0.06	0.09	0.06	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
0.12	0.16	0.18	0.11	0.15	0.09	0.04	0.02	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
0.09	0.05	0.09	0.04	0.02	0.09	0.05	0.02	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
0.13	0.05	0.11	0.09	0.11	0.09	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
0.06	0.08	0.08	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
0.09	0.21	0.12	0.16	0.11	0.23	0.15	0.1	0.19	0.16	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
0.09	0.18	0.16	0.07	0.14	0.25	0.12	0.16	0.19	0.22	0.16	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
0.09	0.13	0.21	0.22	0.11	0.29	0.15	0.1	0.19	0.22	0.16	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
0.05	0.09	0.1	0.13	0.13	0.23	0.09	0.2	0.18	0.23	0.13	0.22	0.07	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
0.01	0.09	0.07	0.06	0.02	0.08	0.04	0.03	0.11	0.08	0.06	0.11	0.02	0.05	0.09	0.09	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
0.03	0.13	0.13	0.1	0.09	0.12	0.07	0.14	0.14	0.13	0.11	0.18	0.09	0.06	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
0.07	0.16	0.11	0.03	0.11	0.22	0.21	0.11	0.13	0.18	0.06	0.16	0.11	0.07	0.21	0.18	0.15	0.26	0.08	0.3	0.06	0.14
0.02	0.1	0.07	0.11	0.06	0.16	0.02	0.14	0.09	0.08	0.03	0.15	0.09	0.04	0.07	0.07	0.15	0.07	0.17	0.07	0.12	0.09
0.06	0.1	0.06	0.1	0.06	0.08	0.13	0.13	0.11	0.11	0.1	0.12	0.03	0.03	0.18	0.08	0.24	0.2	0.1	0.16	0.09	0.15
0.15	0.08	0.13	0.15	0.12	0.25	0.18	0.18	0.21	0.11	0.11	0.11	0.08	0.02	0.16	0.16	0.22	0.26	0.16	0.13	0.11	0.11
0.09	0.16	0.2	0.14	0.19	0.44	0.16	0.08	0.14	0.18	0.05	0.17	0.16	0.11	0.17	0.1	0.32	0.39	0.16	0.2	0.27	0.19
0.08	0.05	0.3	0.13	0.09	0.38	0.06	0.2	0.26	0.17	0.08	0.32	0.14	0.07	0.23	0.14	0.29	0.28	0.26	0.25	0.21	0.2
0.11	0.31	0.24	0.25	0.17	0.38	0.14	0.19	0.18	0.25	0.14	0.23	0.16	0.07	0.17	0.16	0.29	0.35	0.29	0.31	0.21	0.14
0.16	0.12	0.25	0.08	0.1	0.31	0.15	0.1	0.16	0.22	0.16	0.16	0.26	0.17	0.21	0.15	0.18	0.27	0.26	0.33	0.1	0.09

الملحق (28) توزع علامات الطلبة على الاختبار لأربعة بدائل



ملحق 29. الإحصائيات الوصفية للفرات للتحقق من الفراض تجانس لضطرابية السمة.

نسبة الإجهاد [المتوسط]	نسبة التوزيع [المتوسط]	تكرارات من تدريجيات الفرض		Rankscore		رقم فرز
		1	0	عدد	نسبة الفرز	
0.19	0.16	30	126	156	19	1
0.3	0.3	46	109	155	22	2
0.31	0.31	60	133	193	25	3
0.39	0.38	63	108	177	27	4
0.47	0.47	83	93	176	29	5
0.47	0.47	79	88	167	31	6
0.47	0.47	74	83	157	33	7
0.71	0.71	226	93	319	43	8
0.42	0.42	88	95	164	19	1
0.56	0.56	85	68	153	22	2
0.52	0.52	105	95	201	25	3
0.54	0.54	88	74	162	27	4
0.66	0.66	108	56	164	29	5
0.55	0.55	104	88	190	31	6
0.65	0.65	135	73	208	34	7
0.75	0.75	185	62	248	43	8
0.26	0.26	42	121	163	19	1
0.39	0.39	85	135	220	23	2
0.41	0.41	88	125	213	26	3
0.38	0.38	62	102	164	28	4
0.45	0.45	81	101	182	30	5
0.44	0.44	80	88	157	32	6
0.39	0.39	78	123	201	35	7
0.6	0.6	80	200	43	36	8
0.39	0.39	82	101	183	19	1
0.44	0.44	67	86	153	22	2
0.46	0.46	91	106	197	25	3
0.38	0.38	86	107	173	27	4
0.51	0.51	87	85	172	29	5
0.56	0.56	90	77	178	31	6
0.56	0.56	116	85	208	34	7
0.63	0.63	183	84	257	43	8
0.43	0.43	72	94	166	19	1
0.5	0.5	77	76	153	22	2
0.66	0.66	134	73	207	25	3
0.66	0.66	120	61	181	27	4
0.79	0.79	142	38	180	29	5
0.8	0.8	137	34	171	31	6
0.84	0.84	172	32	204	34	7
0.92	0.92	219	19	238	43	8
0.6	0.6	104	70	174	19	1
0.73	0.73	122	45	167	22	2
0.8	0.8	163	40	203	25	3
0.81	0.81	136	31	167	27	4
0.89	0.89	164	21	185	29	5
0.93	0.93	153	11	164	31	6
0.94	0.94	187	13	210	34	7
0.97	0.97	224	6	230	43	8
0.26	0.26	41	118	159	19	1
0.28	0.28	42	108	150	22	2
0.34	0.34	67	132	199	25	3
0.35	0.35	61	112	173	27	4

0.49	0.49	57	90	177	28	-	28	5
0.51	0.51	58	89	181	31	-	30	6
0.59	0.59	90	63	153	33	-	32	7
0.78	0.78	234	74	308	43	-	34	8
0.41	0.41	70	100	170	19	-	8	1
0.51	0.51	76	74	152	22	-	20	2
0.59	0.59	116	84	203	25	-	23	3
0.53	0.53	89	80	189	27	-	26	4
0.7	0.7	132	57	188	29	-	28	5
0.77	0.77	132	40	172	31	-	30	6
0.84	0.84	177	33	210	34	-	32	7
0.91	0.91	214	21	235	43	-	35	8
0.31	0.31	52	114	168	19	-	7	1
0.35	0.35	73	138	211	23	-	20	2
0.42	0.42	96	133	228	26	-	24	3
0.41	0.41	63	90	153	28	-	27	4
0.38	0.38	68	109	177	30	-	29	5
0.45	0.45	79	97	176	32	-	31	6
0.47	0.47	91	104	192	35	-	33	7
0.56	0.56	110	87	197	44	-	38	8
0.4	0.4	66	101	167	19	-	8	1
0.44	0.44	95	121	216	23	-	20	2
0.45	0.45	99	122	221	26	-	24	3
0.5	0.5	82	83	165	28	-	27	4
0.54	0.54	98	82	180	30	-	29	5
0.51	0.51	82	78	160	32	-	31	6
0.47	0.47	91	102	183	35	-	33	7
0.59	0.59	116	82	198	43	-	36	8
0.54	0.54	83	78	171	19	-	8	1
0.82	0.82	101	62	153	22	-	20	2
0.73	0.73	147	55	202	25	-	23	3
0.7	0.7	123	52	175	27	-	26	4
0.84	0.84	145	27	172	29	-	28	5
0.82	0.82	146	32	177	31	-	30	6
0.88	0.88	182	25	207	34	-	32	7
0.92	0.92	214	19	230	43	-	35	8
0.29	0.29	46	115	161	19	-	8	1
0.38	0.38	59	98	157	22	-	20	2
0.4	0.4	75	113	168	25	-	23	3
0.37	0.37	65	113	173	27	-	26	4
0.58	0.58	102	75	177	29	-	28	5
0.55	0.55	98	77	173	31	-	30	6
0.61	0.61	93	59	152	33	-	32	7
0.71	0.71	222	82	314	43	-	34	8
0.52	0.52	91	63	174	19	-	8	1
0.6	0.6	96	64	180	22	-	20	2
0.68	0.68	135	63	198	25	-	23	3
0.68	0.68	114	53	167	27	-	26	4
0.7	0.7	121	52	173	29	-	28	5
0.71	0.71	125	50	175	31	-	30	6
0.73	0.73	152	55	207	34	-	32	7
0.78	0.78	192	54	246	43	-	35	8
0.25	0.25	39	118	157	19	-	7	1
0.4	0.4	65	99	164	22	-	20	2
0.39	0.39	68	108	176	25	-	23	3
0.35	0.35	84	118	182	27	-	26	4
0.44	0.44	71	82	153	29	-	28	5
0.49	0.49	89	84	183	31	-	30	6
0.5	0.5	78	77	155	33	-	32	7
0.57	0.57	163	137	320	44	-	34	8
0.63	0.63	112	65	177	19	-	8	1
0.72	0.72	113	44	157	22	-	20	2

0.74	0.74	149	51	200	25	-	23	3
0.75	0.75	128	42	170	27	-	26	4
0.76	0.76	140	38	178	28	-	28	5
0.77	0.77	130	36	165	31	-	30	6
0.78	0.78	117	33	150	33	-	32	7
0.79	0.79	263	39	302	43	-	34	8
0.80	0.80	55	108	163	19	-	8	1
0.81	0.81	82	134	218	23	-	20	2
0.82	0.82	95	132	227	26	-	24	3
0.83	0.83	78	162	28	-	-	27	4
0.84	0.84	112	77	188	30	-	29	5
0.85	0.85	101	61	162	32	-	31	6
0.86	0.86	118	67	183	35	-	33	7
0.87	0.87	151	47	198	43	-	36	8
0.88	0.88	97	73	170	19	-	7	1
0.89	0.89	104	57	161	22	-	20	2
0.90	0.90	140	82	202	25	-	23	3
0.91	0.91	128	47	175	27	-	26	4
0.92	0.92	149	35	184	20	-	28	5
0.93	0.93	144	21	165	31	-	30	6
0.94	0.94	180	25	205	34	-	32	7
0.95	0.95	216	22	238	43	-	35	8
0.96	0.96	72	96	168	19	-	8	1
0.97	0.97	85	71	156	22	-	20	2
0.98	0.98	133	68	201	25	-	23	3
0.99	0.99	99	70	169	27	-	26	4
1.00	1.00	140	51	191	28	-	28	5
1.01	1.01	132	33	165	31	-	30	6
1.02	1.02	169	42	211	34	-	32	7
1.03	1.03	211	28	239	43	-	35	8
1.04	1.04	46	122	168	19	-	8	1
1.05	1.05	83	134	217	23	-	20	2
1.06	1.06	90	121	211	26	-	24	3
1.07	1.07	75	97	172	28	-	27	4
1.08	1.08	89	90	179	30	-	29	5
1.09	1.09	84	77	151	32	-	31	6
1.10	1.10	120	80	200	35	-	33	7
1.11	1.11	138	54	192	43	-	36	8
1.12	1.12	56	111	167	19	-	8	1
1.13	1.13	70	67	157	22	-	20	2
1.14	1.14	107	89	188	25	-	23	3
1.15	1.15	101	79	180	27	-	26	4
1.16	1.16	131	49	180	29	-	28	5
1.17	1.17	132	42	174	31	-	30	6
1.18	1.18	173	33	206	34	-	32	7
1.19	1.19	205	34	240	43	-	35	8
1.20	1.20	63	100	163	19	-	8	1
1.21	1.21	78	78	156	22	-	20	2
1.22	1.22	98	96	187	25	-	23	3
1.23	1.23	87	79	186	27	-	26	4
1.24	1.24	111	73	184	29	-	28	5
1.25	1.25	114	63	177	31	-	30	6
1.26	1.26	139	71	210	34	-	32	7
1.27	1.27	198	51	247	43	-	35	8
1.28	1.28	61	101	162	19	-	7	1
1.29	1.29	83	77	170	22	-	20	2
1.30	1.30	128	71	200	25	-	23	3
1.31	1.31	117	54	171	27	-	26	4
1.32	1.32	139	46	185	29	-	28	5
1.33	1.33	141	28	167	31	-	30	6
1.34	1.34	186	27	213	34	-	32	7
1.35	1.35	226	6	232	43	-	35	8

0.4	0.4	67	99	166	19	-	8	1	23
0.55	0.55	85	89	154	22	-	20	2	
0.58	0.58	123	89	212	25	-	23	3	
0.68	0.68	116	54	170	27	-	26	4	
0.77	0.77	135	40	175	29	-	28	5	
0.78	0.78	137	38	175	31	-	30	6	
0.85	0.85	181	33	214	34	-	32	7	
0.94	0.94	221	13	234	43	-	35	8	
0.23	0.23	37	123	160	19	-	8	1	24
0.31	0.31	68	131	219	23	-	20	2	
0.35	0.35	73	133	208	26	-	24	3	
0.38	0.38	63	104	167	28	-	27	4	
0.39	0.39	72	115	167	30	-	29	5	
0.47	0.47	78	89	167	32	-	31	6	
0.55	0.55	104	85	183	35	-	33	7	
0.73	0.73	150	55	205	43	-	36	8	
0.2	0.2	32	126	158	19	-	8	1	25
0.38	0.38	61	99	160	22	-	20	2	
0.42	0.42	77	108	185	25	-	23	3	
0.48	0.48	92	100	182	27	-	26	4	
0.8	0.8	102	68	170	29	-	28	5	
0.85	0.85	113	62	175	31	-	30	6	
0.89	0.89	106	47	153	33	-	32	7	
0.88	0.88	270	37	307	43	-	34	8	
0.5	0.5	85	84	169	19	-	8	1	26
0.53	0.53	85	75	160	22	-	20	2	
0.56	0.56	111	87	188	25	-	23	3	
0.68	0.68	115	55	170	27	-	26	4	
0.71	0.71	130	52	182	29	-	28	5	
0.78	0.78	138	39	177	31	-	30	6	
0.84	0.84	177	33	210	34	-	32	7	
0.94	0.94	220	14	234	43	-	35	8	
0.63	0.63	112	67	178	19	-	7	1	27
0.78	0.78	125	36	161	22	-	20	2	
0.81	0.81	168	40	208	25	-	23	3	
0.87	0.87	145	21	166	27	-	26	4	
0.91	0.91	164	16	180	29	-	28	5	
0.92	0.92	159	14	173	31	-	30	6	
0.96	0.96	193	8	201	34	-	32	7	
0.98	0.98	223	9	232	43	-	35	8	
0.46	0.46	80	94	174	19	-	8	1	28
0.61	0.61	82	58	150	22	-	20	2	
0.67	0.67	140	69	209	25	-	23	3	
0.68	0.68	115	58	174	27	-	26	4	
0.78	0.78	128	40	168	29	-	28	5	
0.89	0.89	121	54	175	31	-	30	6	
0.8	0.8	188	43	211	34	-	32	7	
0.87	0.87	207	32	239	43	-	35	8	
0.39	0.39	64	102	166	19	-	8	1	29
0.43	0.43	66	87	153	22	-	20	2	
0.47	0.47	90	102	182	25	-	23	3	
0.45	0.45	79	95	174	27	-	26	4	
0.56	0.56	97	75	172	29	-	28	5	
0.49	0.49	86	88	175	31	-	30	6	
0.57	0.57	120	90	210	34	-	32	7	
0.62	0.62	161	87	259	44	-	35	8	
0.32	0.32	51	108	159	19	-	8	1	30
0.5	0.5	83	83	168	22	-	20	2	
0.55	0.55	107	68	185	25	-	23	3	
0.57	0.57	100	75	175	27	-	26	4	
0.66	0.66	113	57	170	29	-	28	5	
0.64	0.64	111	62	173	31	-	30	6	

0.66	0.66	102	53	155	33	-	32	7
0.78	0.78	240	67	307	43	-	34	8
0.43	0.43	83	90	173	19	-	8	1
0.6	0.6	96	84	160	22	-	20	2
0.67	0.67	135	67	205	25	-	23	3
0.72	0.72	122	48	170	27	-	26	4
0.69	0.69	118	53	171	29	-	28	5
0.77	0.77	132	40	172	31	-	30	6
0.78	0.78	159	43	202	34	-	32	7
0.83	0.83	205	42	247	43	-	35	8
0.44	0.44	73	93	166	19	-	8	1
0.48	0.48	73	79	152	22	-	20	2
0.51	0.51	100	95	185	25	-	23	3
0.53	0.53	95	84	179	27	-	26	4
0.61	0.61	108	70	178	29	-	28	5
0.62	0.62	104	83	167	31	-	30	6
0.62	0.62	97	59	156	33	-	32	7
0.72	0.72	221	86	307	43	-	34	8
0.49	0.49	83	85	168	19	-	8	1
0.62	0.62	101	62	163	22	-	20	2
0.65	0.65	124	67	191	25	-	23	3
0.63	0.63	116	67	183	27	-	26	4
0.62	0.62	153	33	186	29	-	28	5
0.85	0.85	136	24	160	31	-	30	6
0.83	0.83	180	36	216	34	-	32	7
0.91	0.91	213	20	233	43	-	35	8
0.57	0.57	96	76	175	19	-	8	1
0.77	0.77	124	38	162	22	-	20	2
0.8	0.8	170	43	213	25	-	23	3
0.84	0.84	135	28	161	27	-	26	4
0.89	0.89	161	20	181	29	-	28	5
0.88	0.88	150	20	170	31	-	30	6
0.94	0.94	194	13	207	34	-	32	7
0.95	0.95	220	11	231	43	-	35	8
0.33	0.33	53	110	163	19	-	8	1
0.42	0.42	84	89	153	22	-	20	2
0.45	0.45	90	109	199	25	-	23	3
0.48	0.48	83	91	174	27	-	26	4
0.64	0.64	108	52	170	29	-	28	5
0.55	0.55	96	79	175	31	-	30	6
0.59	0.59	91	62	153	33	-	32	7
0.75	0.75	234	79	313	43	-	34	8
0.77	0.77	137	42	178	19	-	8	1
0.81	0.81	134	32	165	22	-	20	2
0.87	0.87	178	27	225	25	-	23	3
0.9	0.9	154	17	171	27	-	26	4
0.94	0.94	166	10	178	29	-	28	5
0.92	0.92	150	13	163	31	-	30	6
0.92	0.92	185	16	211	34	-	32	7
0.97	0.97	223	6	223	43	-	35	8
0.62	0.62	108	64	170	19	-	8	1
0.71	0.71	120	48	168	22	-	20	2
0.74	0.74	149	53	202	25	-	23	3
0.75	0.75	130	43	173	27	-	26	4
0.87	0.87	152	22	174	29	-	28	5
0.84	0.84	143	27	170	31	-	30	6
0.89	0.89	186	22	208	34	-	32	7
0.92	0.92	216	19	235	43	-	35	8
0.3	0.3	49	112	161	19	-	8	1
0.5	0.5	80	80	160	22	-	20	2
0.55	0.55	110	90	200	25	-	23	3
0.53	0.53	90	78	169	27	-	26	4

0.59	0.59	94	85	155	29	28	5
0.62	0.52	90	188	31	30	6	
0.59	0.59	124	87	211	34	32	7
0.71	0.71	180	72	252	43	35	8
0.38	0.38	62	103	165	19	8	1
0.4	0.4	61	92	153	22	20	2
0.51	0.51	105	100	205	25	23	3
0.57	0.57	98	75	174	27	26	4
0.62	0.62	106	84	170	29	28	5
0.59	0.59	96	88	164	31	30	6
0.65	0.65	104	56	165	33	32	7
0.61	0.61	248	60	308	43	34	8
0.62	0.62	107	66	173	19	7	1
0.67	0.67	111	54	165	22	20	2
0.74	0.74	149	52	201	25	23	3
0.71	0.71	117	47	164	27	26	4
0.8	0.8	143	35	178	29	28	5
0.78	0.78	135	39	174	31	30	6
0.82	0.82	159	37	206	34	32	7
0.87	0.87	208	31	239	44	35	8
0.32	0.32	51	110	161	19	8	1
0.36	0.36	54	97	151	22	20	2
0.44	0.44	89	114	203	25	23	3
0.43	0.43	72	84	166	27	26	4
0.48	0.48	86	82	178	29	28	5
0.48	0.48	78	87	166	31	30	6
0.52	0.52	80	73	153	33	32	7
0.63	0.63	203	119	322	43	34	8
0.6	0.6	104	68	172	19	7	1
0.75	0.75	125	41	166	22	20	2
0.82	0.82	175	39	214	25	23	3
0.9	0.9	151	16	167	27	26	4
0.94	0.94	159	11	180	29	28	5
0.93	0.93	154	12	166	31	30	6
0.97	0.97	197	7	204	34	32	7
0.98	0.98	228	5	231	43	35	8
0.4	0.4	66	98	164	18	8	1
0.52	0.52	83	76	159	22	20	2
0.53	0.53	106	94	199	25	23	3
0.52	0.52	87	81	168	27	26	4
0.56	0.56	100	77	177	29	28	5
0.59	0.59	104	71	175	31	30	6
0.68	0.68	145	68	213	34	32	7
0.78	0.78	190	55	245	43	35	8
0.67	0.67	120	58	178	18	7	1
0.75	0.75	118	39	155	22	20	2
0.73	0.73	149	56	205	25	23	3
0.68	0.68	112	53	165	27	26	4
0.71	0.71	124	50	174	29	28	5
0.73	0.73	121	45	166	31	30	6
0.7	0.7	107	46	153	33	32	7
0.86	0.86	261	43	304	43	34	8
0.38	0.38	84	103	167	18	8	1
0.44	0.44	88	127	225	23	20	2
0.53	0.53	110	97	207	26	24	3
0.46	0.46	77	92	169	28	27	4
0.54	0.54	95	80	175	30	29	5
0.59	0.59	103	72	175	32	31	6
0.64	0.64	122	70	192	35	33	7
0.79	0.79	150	40	190	43	36	8

ملحق (30) قيم معاملات التكرير لأزواج الفترات Z_j اختبار (اختيار من متعدد بأربعة بدائل)

2	21	39	43	32	25	38	45	35	16	29	12	4	10	19	41	7	1	14	24	9	3
2.99	2.71	3.36	3.06	3.42	2.76	2.79	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96
3.96	3.04	3.36	3.06	3.42	2.76	2.79	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96	2.96
0.14	1.69	2.9	1.36	0.48	2.86	0.75	1.54	0.31	2.47	2.34	2.95	0.59	1.71	1.79	2.85	1.51	2.4	0.07	0.99	1.39	0.84
3.23	3.54	4.54	2.65	1.36	0.48	2.86	0.75	1.54	0.31	2.47	2.34	2.95	0.59	1.71	1.79	2.85	1.51	2.4	0.07	0.99	1.39
3.83	1.63	3.21	2.79	3.17	6.07	3.73	0.7	4.32	2.82	1.17	3.03	0.32	2.84	3.27	2	4.26	4.24	0.53	2.74	2.73	4.13
1.98	2.53	2.5	1.98	2.12	5.15	2.59	2.05	1.82	2.7	2.41	3.37	1.78	1.27	3.39	2.57	3.48	3.91	3.27	2.3	2.18	1.52
2.83	3.38	5.55	3.98	3.55	6.49	3.36	1.79	3.95	3.71	3.21	5.2	3.15	1.4	5.47	3.18	6.02	5.13	2.43	3.98	1.23	1.37
2.56	6.36	3.44	4.64	3.18	6.59	4.14	2.8	4.15	4.38	4.85	3.23	4.32	2.15	2.23	4.05	5.53	6.86	2.89	6.19	2.62	3.12
2.72	5.38	4.77	2.15	3.93	7.14	3.2	4.15	4.38	4.85	3.89	5.13	4.67	2.7	4.9	5.37	6.41	7.61	3.94	5.32	1.01	3.06
2.49	3.77	6	6.29	3.16	7.85	3.89	2.54	4.98	5.49	3.1	5.17	1.56	0.64	2.87	2.53	5	4.24	3.97	3.84	0.09	2.99
1.41	2.47	2.7	3.47	3.42	6.16	2.2	4.96	4.61	5.74	3.1	5.17	1.56	0.64	2.87	2.53	5	4.24	3.97	3.84	0.09	2.99
0.29	2.44	1.83	1.53	0.53	2.11	1.01	0.82	2.71	1.97	1.46	2.6	0.38	1.01	1.94	0.04	1.84	0.97	0.81	3.53	1.07	0.42
0.76	3.47	3.35	2.67	2.4	3.08	1.64	3.29	3.29	3.06	2.49	3.92	1.9	1.26	1.75	0.62	3	0.89	2.33	2.35	1.7	1.77
1.82	4.06	2.83	0.66	2.75	5.43	4.97	2.59	2.95	4.1	1.35	3.4	2.35	1.48	4.42	3.62	4.23	4.96	1.51	5.49	1.02	2.46
0.06	2.43	1.69	2.88	1.5	3.81	0.42	3.19	2.21	1.89	0.61	3.28	1.99	0.75	1.37	1.43	3.02	1.29	3.26	1.31	2.15	1.61
0.51	2.5	3.64	2.2	2.69	7.26	3.85	3.55	4.17	4.47	0.12	2.56	0.84	0.52	3.73	1.7	4.78	3.7	1.83	2.99	1.6	1.19
2.21	1.45	2.4	1.29	1.84	5.68	2.72	2.82	4.38	2.33	2.02	2.15	1.58	0.41	2.98	2.96	4	4.47	2.68	2.24	1.75	1.86
3.05	1.68	2.72	3.1	2.46	4.84	3.34	3.48	4.59	4.45	2.32	2.48	2.04	0.98	4.23	3.56	4.26	4.58	4.23	2.56	0.27	2.95
1.82	3.31	3.93	2.88	3.82	8.4	2.89	1.48	2.62	3.21	0.79	2.94	2.64	1.72	2.77	1.53	5.07	5.87	2.4	2.85	3.83	2.69
1.54	1	5.59	2.38	1.73	6.89	1.05	3.46	4.5	2.8	1.24	5.14	2.17	1.12	3.41	2.15	4.38	3.99	3.65	3.41	2.82	2.7
2.03	5.65	4.33	4.6	3.02	6.63	2.36	3.16	3	4.04	2.17	3.59	2.38	1.02	2.46	2.24	4.22	4.8	3.86	4.08	2.73	1.84
2.65	1.9	4.02	1.28	1.62	4.8	2.28	1.5	2.33	3.22	2.14	2.22	3.58	2.19	2.79	1.92	2.26	3.23	3.07	3.87	1.1	1

[illegible]

ملحق (231) تباين اضطرابية السمة لكافة فقرات الاختبار

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100

Abstract

Zawahreh, Fayez Ali Rashid.(2013). The Effect of number alternatives on the Estimation of Persons and Items Parameters Using Parametric Model and non-parametric Model. PhD Dissertation. Yarmouk University. (Supervisor: Dr. Nidal Kamal Al-Shrifeen).

The purpose of this study is to investigate the effect of number alternatives on the estimation of persons and items parameters using parametric model and non-parametric model. To achieve the aim of this study the researcher adopted an statistical approach through generating data from bilateral responses (0-1) stimulating the general population sample through Monte Carlo with items different within its alternatives between two and four alternatives by using (WinGen v.3).

The number of individuals is (4500) since they are divided as (1500) individuals for the two alternatives, (1500) individuals for three alternatives, and (1500) individuals for the four alternatives, and the number of test items is (45) items. The results of the study showed that there are significant statistical differences at the level of ($\alpha = 0.05$) between the averages of the difficulty's parameter and the discrimination in the Quadrilateral parametric model attributed to the variable of the number of alternatives. After conducting the posteriori comparisons, the result showed that there is a difference in the discrimination between the averages of two and four alternatives in favor of the four alternatives compared to the two alternatives. In addition, there is a significant statistical difference between the two and three alternatives in favor of three alternatives, as well as between the two and four alternatives in favor of four alternatives. Additionally, there is no a significant statistical difference at the level of ($\alpha = 0.05$) in the indicators of compatibility between the estimations of parameter of discrimination in the items of parametric and non-parametric Model attributed to the variable of alternatives' numbers. In addition to, there is a significant statistical

difference at the level of ($\alpha = 0.05$) between the averages of ability parameter in the Quadrilateral parametric model attributed to the variable of alternatives' number in favor of ability parameter that uses the Quadrilateral parametric model when the number of alternatives is four compared with ability parameter that uses the Quadrilateral parametric model when the number of alternatives is two.

Furthermore, there are no significant statistical differences at the level of ($\alpha = 0.05$) between the averages of ability parameter according to the trio non-parametric Model attributed to the variable of alternatives' number.

There were significant statistical differences at the level of ($\alpha = 0.05$) means of the agreement indicators between the ability parameter for the individuals in both fourth parametric and nonparametric triple models attributed to alternatives number variable in favor of the two models when the alternatives are four compared with two and three alternatives. There were no significant statistical differences at the level of ($\alpha = 0.05$) means between the indication of the test's information as a whole and the indication of the information of each item in the parametric model from one hand, and the indication of the test's data as a whole and the items of the nonparametric model from the other hand according to the differences in the variable levels of (two alternatives, three alternatives and four alternatives) in favor of whole test indication and the nonparametric triple model as the highest data indication for the parametric fourth model on the test as a whole and the items (two, three and four alternatives).

Additionally, there is an agreement between the properties curve of the test as a whole and the curve of items properties of the parametric model and the test as a whole from one hand and between the curve of test properties as a whole and the curve of the items properties in the nonparametric model according to the differences of alternative s number two, three alternatives and four alternatives).

Key words: Parameters .Parametric Model. Non-parametric Model.